

**Université de Sherbrooke**

École de Gestion

**Délestage électrique et Performance des firmes au Burundi :  
La taille des firmes importe-t-elle?**

Par

Martine Ngabirano

Sous la direction de Jonathan Goyette

Département d'Économie

Mémoire présenté en vue de l'obtention du grade de Maître en Science (M.Sc.)

Janvier 2020

© Martine Ngabirano, 2020

Université de Sherbrooke

École de Gestion

Délestage électrique et Performance des firmes au Burundi :  
La taille des firmes importe-t-elle?

Par  
Martine Ngabirano

a été évaluée par un jury composé de personnes suivantes :

Jonathan Goyette, Directeur de recherche

Dorothée Boccanfuso, membre du Jury

Valérie Vierstraete, membre du Jury

## Sommaire

La littérature montre que le délestage électrique est une contrainte à la rentabilité dans les pays en développement (Doe et Asamoah, 2014; Bowen, Morara et Mureithi, 2009; Hsieh et Klenow, 2012). Les chercheurs ont dévoilé que le délestage crée des pertes de ventes non écoulées<sup>1</sup> et des coûts<sup>2</sup> additionnels d'exploitation. Dans ce mémoire, nous examinons la façon dont le délestage affecte la performance des firmes. Notre base de données vient de World Bank Enterprise Survey's. Elle résulte d'une enquête de 2006 sur le climat des affaires des manufactures. Elle comprend 102 entreprises et 575 variables en coupe transversale. Notre méthodologie est une étude de la densité linéaire locale<sup>3</sup> (McCrary, 2008). Cette méthode permet de conduire une étude de l'écart entre groupes de firmes par le biais de différences en coefficients. Nos résultats révèlent un bris dans la densité à 20 employés qui est probablement dû au délestage. L'implication de notre analyse est que les décideurs gagneraient à investir à l'accès pour tous aux générateurs électriques. De la sorte, ils stimuleraient la performance des producteurs majoritaires d'un pays en développement.

**Mots-clés :** délestage, taille des firmes, qualité de l'infrastructure électrique, performance des firmes

---

<sup>1</sup> Abeberese, AB. Ackah C. et Asuming, P. (2017). *Productivity losses and firm responses to electricity shortages: Evidence from Ghana*, International Growth Center, Unpublished work, E-33305-GHA-1.

<sup>2</sup> Zuberi, J. (2012). *Estimating the Cost of Power Outages for Large Scale Manufacturing Firms*, Berkeley, CA: University of California, USA Unpublished work.

<sup>3</sup> Notre traduction. Terme tiré de McCrary(2008), p.1

## Remerciements et Dédicaces

Par le biais de ce mémoire, j'adresse mes plus sincères remerciements à toute personne ayant contribué à son élaboration.

Je remercie mon directeur de recherche, le Professeur Jonathan Goyette. Ses conseils et ses suggestions ont contribué grandement à perfectionner ce mémoire. Ce travail est un hommage à la confiance qu'il m'a accordée. Je lui présente un profond sentiment de respect et de gratitude pour sa disponibilité et son encadrement.

Je remercie les Professeures membres du jury Dorothée Boccanfuso et Valérie Vierstraete. Leurs retours constructifs et leurs commentaires de correction m'ont aidé à mûrir mon esprit critique.

Je remercie le Professeur Léonce Ndikumana<sup>4</sup>. Son appui exceptionnel était important. Son intérêt pour le sujet en tant que lecteur libre a contribué à préciser l'objet du mémoire.

Mes sincères remerciements vont enfin à l'endroit de ma famille pour leurs encouragements à la persévérance, à la patience et à l'attitude positive.

Je déclare que le présent travail est une œuvre originale, n'ayant jamais été publiée ni soumise à toute autre institution.

---

<sup>4</sup> Le Professeur Ndikumana est directeur de African Development Policy Program Political Economy Research Institute (PERI), président et Professeur du Département d'Économie, University of Massachusetts - Amherst.

*À mon époux, ma fille, mes parents, mon frère et mes sœurs,*

*Je dédie ce mémoire.*

# Table de matières

Sommaire.....	iii
Remerciements et Dédicaces.....	iv
Table de matières.....	vi
Liste de sigles, graphiques et tableaux.....	viii
1.    Sigles .....	viii
2.    Graphiques .....	viii
3.    Tableaux.....	ix
SECTION 1 : INTRODUCTION.....	1
SECTION 2 : REVUE DE LA LITTÉRATURE.....	5
2.1.    DÉFINITIONS .....	5
2.2.    LES PAYS EMÉRGENTS .....	9
2.3.    LES PAYS EN DÉVELOPPEMENT .....	11
2.4.    LE DÉLESTAGE .....	16
2.5.    CONCLUSION .....	18
SECTION 3 : DONNÉES ET MÉTHODOLOGIE .....	20
3.1.    DONNÉES .....	20
3.2.    MÉTHODOLOGIE .....	25
3.3.    MODÈLES ET HYPOTHÈSES .....	27
3.4.    ANALYSE STATISTIQUE .....	30
3.4.1    Introduction.....	30
3.4.1    Tableau I : Statistique descriptive. ....	33
SECTION 4 : RÉSULTATS .....	34
4.1.    ANALYSE DE LA DISCONTINUITÉ.....	34
4.1.1.    Analyse graphique. ....	35
4.1.2.    Hypothèses .....	38
4.1.3.    Tableau II : Test de discontinuité.....	38
4.1.4.    Conclusion .....	41
4.2.    ANALYSE DE L'ÉGALITÉ DES MOYENNES.....	42
4.2.1.    Hypothèses .....	42
4.2.2.    Tableau III : t-test.....	43
4.2.3.    Conclusion .....	44
4.3.    ANALYSE DES RÉSULTATS DES RÉGRESSIONS.....	45
4.3.1.    Introduction.....	45
4.3.2.    Tableau IV : Différences en coefficients.....	46
4.3.1.    Conclusion .....	47
4.4.    ÉTUDE DU BRIS DANS LA DENSITÉ.....	49
4.4.1.    Tableau V : t-test pour les déterminants du délestage .....	49
4.4.2.    Comparaison : tableau III et tableau V.....	50
4.5.    ROBUSTESSE.....	51
SECTION 5 : CONCLUSION.....	52

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES.....	54
ANNEXES .....	1
A.1. Liste des villes étudiées et des secteurs d'activité des firmes : .....	1
A.2. Analyse graphique : .....	1
A.2.1. <i>Introduction</i> .....	3
A.2.2. <i>Étude des graphiques</i> . ....	5
A.2.3. <i>Implications économétriques</i> .....	9
A.3. Autres tests non paramétriques : .....	11
A.3.1. <i>Corrélation, homogénéité et endogénéité</i> .....	14
A.3.1.1. Calcul du coefficient de corrélation. ....	14
A.3.1.2. Test d'homogénéité (de Levene, de Brown-Forsythe et de Pitman-Morgan). ....	16
A.3.1.3. Test d'endogénéité (d'Hausman). ....	18
A.3.2. <i>Normalité, hétéroscédasticité et multi-colinéarité</i> .....	20
A.3.2.1. Test de normalité (de Jarque-Bera) et de corrélation. ....	20
A.3.2.2. Tests d'hétéroscédasticité (White et Breusch-Pagan).....	21
A.3.2.3. Multi-colinéarité : Facteur d'inflexion de la variance et corrélation sérielle. ....	22
A.3.3. <i>Sélection, consistance et correction du modèle</i> .....	24
A.3.3.1. Critères de sélection : AIC et BIC. ....	24
A.3.3.2. Tests de Consistance (testparm) et de sur-identification (Ramsey). ....	24
A.3.3.3. Test de Wald et correction de Bonferroni.....	25
A.3.4. <i>Conclusion</i> .....	27
A.4 Intercept.....	27

# Liste de sigles, graphiques et tableaux

## 1. Sigles

ALDC: Africa, Least Developed Countries and Special Programs

CCNMO : Centre de collaboration nationale des méthodes et outils

EAC : East African Community

EEC : Étude Économique Conseil

GMM: Generalized Methods of Moments

ISTEEBU: Institut de Statistiques et d'Études Économiques du Burundi

IWH: Institute for Work and Health

LOG : Logarithme

MCO: Moindres Carrés Ordinaires

ODD : Objectifs de Développement Durable

PME: Petites et Moyennes Entreprises

PNUD : Programme des Nations Unies pour le Développement

PTF : Productivité Totale des Facteurs

RD: Regressions Discontinuity

REGIDESO : Régie de Production et de Distribution d'Eau et d'Électricité

sd: Standard deviations

TFP: Total Factor Production

WBES: World Bank Enterprise Survey's

## 2. Graphiques

Figure 1: Nombre d'abonnés en électricité par centre régional urbain

Figure 2: Évolution de la consommation et de la production d'électricité au Burundi

Figure 3: Graphiques LOWESS : Pertes de chiffre d'affaires associées au délestge

Figure 3': Log des pertes dues aux coupures - Densité de Kernel



Figure 4: Graphique LOWESS : Coûts variables additionnels d'exploitation issus de l'usage de générateurs

Figure 4': Log des coûts variables issues de l'usage de générateurs - Densité de Kernel

Figure 5: Log des pertes dues aux coupures - Histogrammes

Figure 5': Log des coûts variables issues de l'usage de générateurs - Histogrammes

Figure 6: Log des coûts variables par rapport à la taille des firmes selon la fréquence du délestage

Figure 7: Log des pertes par rapport aux coupures

Figure 8: Graphique boxplots: Log des coûts variables & Log des pertes

Figure 9: Graphique des quantiles (QQ-plots): Log des coûts variables & Log des pertes

### 3. Tableaux

Tableau I. Statistique descriptive

Tableau II. Test de discontinuité : comparaison des bris dans la densités de performance

Tableau III. Test d'égalité : différences des moyennes

Tableau IV. Régressions : différences en coefficients

Tableau V : Étude d'autres bris dans la densités : différences en moyennes

## SECTION 1 : INTRODUCTION

Le secteur privé burundais est confronté à des limites de performance résultant d'une inadéquation d'infrastructures publiques. L'une de ces limites spécifiques est la coupure fréquente d'électricité. La croissance de la demande d'hydroélectricité a augmenté avec les années sans que l'offre suive<sup>5</sup>. La promotion de l'investissement et l'urbanisation rapide ont abouti à la prolifération des PME<sup>6</sup>. Cette promotion devait prendre en compte la nécessité d'accès aux groupes électrogènes par les PME, producteurs majoritaires dans un pays en développement. Par exemple, dans notre base de données, 95% des firmes sont des PME. Pour contenir la demande d'hydroélectricité, la REGIDESO doit régulièrement procéder au délestage circonscrit à quelques quartiers<sup>7</sup>. Face à la fréquence des pannes, les firmes supportent des coûts additionnels d'exploitation. Nous avons observé l'importance de ces coûts dans nos données. Deux firmes sur huit d'au moins 22 employés utilisent ou partagent un générateur électrique. Les dirigeants des PME mentionnent qu'il y a en moyenne 12 coupures de courant dans un mois de travail.

Notre hypothèse centrale est celle-ci: pour rester performantes malgré les coupures, les firmes adaptent leur production. Si les grandes firmes recourent aux groupes électrogènes, les PME n'y arrivent pas toujours. Le délestage est ainsi une contrainte de performance des firmes selon leur taille. L'implication est que les décideurs économiques gagneraient à encourager et à investir en l'accès à tous aux générateurs électriques. Par cette alternative à l'hydroélectricité, ils collaboreraient à réduire les pertes dues au délestage.

Les PME contribuent énormément<sup>8</sup> à l'essor du développement économique (Restuccia et Rogerson, 2008). Leur croissance ne devrait pas dépendre du délestage électrique. Justement, le Burundi pense à augmenter ses barrages hydroélectriques<sup>9</sup>. Cette initiative sert à offrir de

---

<sup>5</sup> Les Figures 6 et 7 dépeignent le défi permanent d'alimentation électrique depuis le début des années 2000.

<sup>6</sup> Les différents Rapports Doing Business témoignent de ces efforts d'amélioration du climat d'affaires au Burundi.

<sup>7</sup> Au Burundi, la REGIDESO fait toujours en sorte que le délestage ne cible à la fois qu'une ou des zones industrielles en particulier. Du point de vue de la firme, cette situation représente un défi. Le défi est de prévoir la zone qui sera en interruption électrique de celle qui ne le sera pas en même temps. C'est ce qui déstabilise le plus les activités des firmes particulièrement les PME plus nombreuses.

<sup>8</sup> Selon les données de la World Bank Indicators API sur le Burundi(source : <http://api.worldbank.org/v2/en/country/BDI?downloadformat=excel> ), les manufactures burundaises ont apporté une valeur ajoutée de 6.4% en pourcentage de la croissance annuelle du pays en 2006.

<sup>9</sup> World Bank Other Operational Studies (2013) , Burundi Revue des dépenses publiques: Renforcer l'efficacité des pouvoirs publics et le rôle de la politique budgétaire, Washington D.C., USA: The World Bank Group, p.92.(source:

l'électricité à tous notamment dans les périphéries urbaines en plein essor. Malgré cela, l'urbanisation grandissante risque d'amplifier le problème de délestage pour les PME. C'est dans ce contexte que se place notre étude d'une économie majoritairement faite de PME. Hopenhayn (2014) rappelle que si un pays en développement est étudié, ses PME révéleront le mieux la vraie part des firmes efficaces face à une contrainte de performance. Il est intéressant d'étudier le comportement des firmes burundaises face au délestage pour les raisons suivantes. D'abord, le délestage n'a pas le même effet s'il touche les PME et les grandes firmes. Ces dernières s'équipent en générateurs parce qu'elles les considèrent comme un investissement. En effet, Reinikka et Svensson (2002) montrent que les coupures chroniques d'électricité publique conduisent les grandes firmes ougandaises à s'équiper en générateurs. La majorité de ces firmes (contre 16% de PME) font cet investissement qui représente 25% de leur investissement total de l'année étudiée. Il y a donc « *moins de capitaux alloués à la production*<sup>10</sup> » et au reste des activités<sup>11</sup>. Il est possible de découvrir un tel comportement au sein des firmes burundaises. En outre, la littérature montre que le délestage affecte le profit ou la performance des firmes. Il y a des pertes de ventes non écoulées, accentuées par des coûts additionnels d'exploitation. Alam (2013) précise que les profits changent en fonction de trois aspects. Il s'agit de la fréquence des pannes, de la dépendance électrique de la firme et de l'adaptabilité du fonctionnement de la firme face au délestage. Moyo (2013) affirme aussi que la performance des firmes variera aussi selon ces aspects. Les pertes de ventes non écoulées seront importantes pour les firmes incapables de s'adapter aux interruptions électriques en acquérant des générateurs.

Dans ce mémoire, nous montrons que toute fréquence de pannes n'implique pas une hausse de pertes donc un recours à des groupes électrogènes. C'est une situation qui n'arrive qu'à partir d'une taille et d'une durée plutôt que d'une fréquence de pannes précises. Une augmentation d'une unité de la fréquence des pannes en Afrique de l'Est<sup>12</sup> implique une baisse de 7.6% de la production de leurs firmes (Moyo, 2013). Trois mécanismes possibles d'adaptation au délestage des firmes burundaises ont été identifiés dans cette étude. Il s'agit de l'absence de production durant les pannes (Alby, Dethier et Straub, 2013), du recours aux générateurs (Allcott, Collard-Wexler et O'Connell,

---

<http://documents.worldbank.org/curated/en/143011468230116226/Burundi-Public-expenditure-review-strengthening-fiscal-resilience-to-promote-government-effectiveness> )

<sup>10</sup> Notre traduction. Tiré de l'Abstract de Reinikka et Svensson (2002) :

« The results suggest that poor complementary public capital significantly reduces private investment. »

<sup>11</sup> Notre traduction. Voir note précédente.

<sup>12</sup> Moyo(2013) a analysé précisément les pays suivants : Tanzanie, Zambie et Ouganda.

2014), et du contrôle de la *qualité de l'infrastructure énergétique*<sup>13</sup> des PME. Lorsque les pertes dues au délestage deviennent maximales, inévitables et un frein à la performance, il faut un générateur. La littérature existante n'avait pas encore exploré l'importance du délestage chez les PME. Abotsi (2016) a découvert une grande élasticité entre la performance et la taille des firmes d'un côté et la performance et le délestage de l'autre. Notre étude montre que l'élasticité entre la performance et la combinaison du nombre d'employés et du nombre de pannes est encore plus importante.

Dans ce mémoire, nous examinons comment le délestage affecte la performance économique des entreprises et comment elles s'adaptent au délestage pour maintenir leurs opérations. La première étape est d'établir une relation entre la taille et le délestage, ou la taille et la performance; ensuite, une relation entre le délestage et la performance. Pour ce faire, les pertes et coûts issus du délestage sont utilisés comme les indicateurs de performance. La taille se mesure par le nombre d'employés et le délestage par le nombre de pannes ou d'heures dont durent les pannes annuellement. La deuxième étape fut d'étudier la nature de l'impact du délestage sur la performance. Nous avons remarqué que la taille des firmes se combine à la fréquence des pannes pour créer un effet significatif sur la performance. Il s'agit d'un effet non-linéaire puisque nous contrôlons à la fois de la taille des firmes et le délestage. Plus précisément, il faut savoir si les petites entreprises sont plus touchées que les grandes. Abotsi (2016) a déjà montré qu'il existe un nombre de pannes électriques qui touchaient négativement la performance des firmes. Notre étude révèle que si la durée des pannes était combinée à un nombre d'employés<sup>14</sup>, alors des firmes cesseront de produire tout court durant les pannes. La dernière étape est donc de regarder s'il y a un bris dans la densité dans la distribution de la performance des firmes. Il s'agirait d'un point à partir duquel les coûts *irré récupérables* (« *sunk costs* »)<sup>15</sup> associés au délestage pèsent sur la performance.

Notre base de données provient de WBES et renferme des valeurs en coupe transversale. Il s'agit de données recueillies en 2005-2006. Plusieurs de nos variables sont fournies par la base de

---

<sup>13</sup> Ce mot est une traduction de l'auteur de ce mémoire du mot anglais « *power infrastructure quality* ». Comme nous le verrons plus tard dans les définitions, il s'agit de la combinaison (ou produit) du nombre d'employés (ou taille de la firme) et de la fréquence des pannes. Synonyme de la *qualité de l'infrastructure électrique*.

<sup>14</sup> À partir de X nombre de pannes concernant des firmes n'ayant que Y employés risqueraient de fermer leurs portes. Ici, X et Y représentent uniquement des quantités.

<sup>15</sup> Ce terme est une traduction par l'auteur de ce mémoire de l'expression anglaise « *sunk costs* ». Ces auteurs réfèrent aux coûts d'embauche, coûts de l'essence pour le transport ou les générateurs électriques, aux coûts de location de voitures etc.

données. Cependant, certaines d'entre elles ont été formulées par l'auteur de ce mémoire selon les définitions que proposent la revue de la littérature. Notre base de données comprend des entreprises manufacturières, commerciales et de service de la ville de Bujumbura. Comme capitale économique du Burundi<sup>16</sup>, cette ville traduit fidèlement le problème du délestage dans ce pays.

Notre méthodologie est inspirée essentiellement<sup>17</sup> de Goyette (2014). Il s'agit d'une étude de la différence entre les coefficients des variables, par catégorie de firmes. Il s'agit aussi d'une étude des points médians des histogrammes de la densité d'une variable. Notre estimateur est « une extension de la densité linéaire locale, obtenu en deux étapes. Dans un premier temps, nous obtenons un histogramme finement quadrillé. Dans la deuxième étape, nous lisons l'histogramme en utilisant une régression linéaire locale, séparément de chaque côté du bris (bris dans la densité) »<sup>18</sup> (McCrary, 2008). Chez Goyette (2014), cette méthodologie fut utilisée pour prouver l'existence des distorsions dans la taille des firmes<sup>19</sup>. Utiliser une telle méthode permet ici de préciser la taille des firmes, où celles-ci doivent s'équiper en générateurs électriques. Comme nous le verrons plus loin en statistique descriptive, les petites firmes connaissent en moyenne 11.82 coupures électriques (par employé et par mois de travail). Comparativement aux grandes firmes qui ne connaissent qu'une seule coupure, nous devrions nous attendre à ce que les petites firmes aient davantage accès aux générateurs électriques. Puisque ce n'est pas le cas comme nous le verrons tout au long de cette recherche, McCrary (2008) propose cette méthode<sup>20</sup>. Cette dernière a l'avantage d'analyser la discontinuité et de tester l'égalité des moyennes par groupe de firmes. Statistiquement, nous cherchons à identifier la plus grande et plus significative différence de coefficients. Notre méthodologie préconise autant une analyse graphique qu'une étude statistique.

---

<sup>16</sup> Voir la Loi n°1/04 du 04 février 2019 portant Fixation de la Capitale Politique et de la Capitale Économique du Burundi (source : <https://www.presidence.gov.bi/2019/02/13/loi-n104-du-04-fevrier-2019-portant-fixation-de-la-capitale-politique-et-de-la-capitale-economique-du-burundi/>)

<sup>17</sup> Notre méthodologie est aussi inspirée de Abotsi (2016) mais aussi de Onji(2009) et Hopenhayn (2014).

<sup>18</sup> Notre traduction. Voir McCrary(2008), p.1.

<sup>19</sup> Une distorsion est définie comme une « taxe sur les ventes » des firmes du secteur formel qu'évite celles du monde informel (Easterly et Rebelo, 1993). Une distorsion peut être aussi un « rapport entre l'emploi réel (réalisé) et l'emploi originel (réalisable ou non altéré par une réallocation) » (Hopenhayn, 2014).

<sup>20</sup> McCrary (2008) explique que lorsque les caractéristiques singulières sont fournies par la base de données, cette méthodologie d'analyse de la discontinuité en deux étapes devrait être priorisée. Voir McCrary (2008), p.2.:

« If the pre-determined characteristics the researcher has at disposal are relevant to the problem, this method should be informative about any sorting around the discontinuity [...]. By way of contrast, the density test may always be conducted since data on the running variable is required for any analysis. The method is also useful in applications where a discontinuous density function is itself the object of interest.» (McCrary,2008)

Les résultats de ce mémoire montrent que le délestage est effectivement une contrainte de la performance des PME burundaises. Il existe un bris dans la densité d'employés où le délestage est contraignant sur la performance. Autour 20 employés, il existe une discontinuité de la densité de performance attribuable à la durée des pannes. Les corrélations partielles<sup>21</sup> et les régressions montrent une relation positive et significative entre les pertes et la fréquence des coupures.

Dans la Section 2, nous parlons de la revue de la littérature. Il s'agit d'un résumé des recherches ayant fournies les variables d'intérêt. La Section 3 comprend un descriptif des données, des variables, du modèle et de notre méthodologie. La Section 4 fournit les principaux résultats des régressions et des tests d'hypothèses. La conclusion de notre travail se trouve dans la Section 5.

## SECTION 2 : REVUE DE LA LITTÉRATURE

Dans ce chapitre, nous examinons différents papiers de recherche afin de cibler les variables d'intérêt. Parmi elles, il y a les indicateurs de performance, la mesure de la *qualité de l'infrastructure électrique* et les caractéristiques observables<sup>22</sup> des firmes. La sous-section 1 de ce chapitre revient sur quelques définitions. La sous-section 2 parcourt la littérature des différentes économies en développement, notamment des pays africains. La sous-section 3 de cette revue revient sur les documents pertinents pour cette recherche. La sous-section 4 se concentre sur l'analyse du délestage dans différents papiers de recherche. Nous terminons par une conclusion de cette revue dans la sous-section 5.

### 2.1. DÉFINITIONS

Dans cette section, nous allons définir quelques expressions pour la commodité de lecture et de compréhension de la suite de ce mémoire. Brièvement, voici ce que nous apprend la littérature sur les coupures électriques.

Le délestage est une *contrainte sur les infrastructures électriques*<sup>23</sup>. Il affecte les indicateurs de performance et peut mesurer la *qualité de l'infrastructure électrique*. L'indicateur de performance quant à lui, est une caractéristique observable mesurant la rentabilité de la firme.

---

<sup>21</sup> Par le coefficient de Pearson surtout. Pour les détails, voir en ANNEXES.

<sup>22</sup> Caractéristiques observables dans le cadre de leurs opérations.

<sup>23</sup> Notre traduction du terme « *infrastructure constraints* » tiré de Alby et al., (2013), p.111 et 116.

Une performance économique<sup>24</sup> des firmes est définie par Dedrick, Gurbaxani et Kraemer (2003)<sup>25</sup> et Abotsi (2016)<sup>26</sup> comme une atteinte des objectifs de production à moindre coût. De ce qui précède, nous dirons qu'une entreprise est performante, si pour une même production, sa productivité (des facteurs) décroît, ses coûts de production sont bas et son profit est maximal. Naturellement, cette performance économique est différente de la performance économique agrégée. De manière macroéconomique, il y a performance s'il y a augmentation de l'emploi selon ces derniers auteurs<sup>27</sup>. La performance est assimilable au rendement ou à la rentabilité d'une firme.

Une distorsion est un « *rapport* (différence) *entre l'emploi réel* (réalisé) *et l'emploi originel* (réalisable ou non altéré par une réallocation) » (Hopenhayn 2014). Cet écart d'emploi entre firmes plus et moins productives cause des pertes de productivité. Identifier donc les distorsions revient à comprendre la productivité totale des facteurs. En effet, selon Hopenhayn (2014), le nombre total d'emplois touchés par les distorsions affecte directement la productivité totale des facteurs. Nous reviendrons plus loin sur la définition de la productivité totale des facteurs.

Une contrainte en infrastructure électrique pour les firmes est le délestage lorsque le marché du crédit est dysfonctionnel et ne permet pas l'accès global aux générateurs (Alby *et al.*, 2013). En effet, s'il y a perte due au délestage malgré l'acquisition de générateurs, alors le délestage est une

---

« The net return on an investment project depends on a complementary input (in this case, electricity from the grid), the provision of which is of varying quality. We assume that this net return is given by  $dr$ , where  $r$  is the gross return absent any infrastructure constraints and  $d \in [0,1]$  captures the impact of the electricity supply. In practice, the quality of the supply as measured by the number of outages interacts with the sector-level "sensitivity to electricity" to determine the actual value of  $d$ . In particular, when operating at the technological frontier, some sectors are naturally more reliant on electricity than others are. For sectors with a higher sensitivity to electricity, a given number of outages has a stronger negative impact on the project return.» (Alby *et al.*, 2013)

Le délestage comme contrainte en infrastructures électriques est définie plus loin dans ce mémoire. Exemple : nombre de pannes électriques affectant l'entreprise traduit la qualité de l'approvisionnement du réseau électrique.

<sup>24</sup> Notre traduction.

<sup>25</sup> Dedrick, *et al.* (2003), p.4., Section 2.2.

<sup>26</sup> Notre traduction. Abotsi (2016) p.98.

« [...] le succès de produire le plus possible à partir d'un groupe d'intrants. Le concept d'absence de performance (ou d'efficacité) implique que tous les facteurs environnementaux qui augmentent les besoins en intrants, compte tenu de la production et des caractéristiques techniques solides, seront réputés entraîner une absence d'efficacité. En effet, en l'absence de ces facteurs, l'entreprise utiliserait moins de ressources pour produire la même production. » (Abotsi, 2016).

<sup>27</sup> Dedrick *et al.*, (2003) p.4.

« Economic performance can be interpreted in a variety of ways at each level of analysis. At the country level, where much of the debate has occurred, it usually refers to economic growth, labor productivity growth, and consumer welfare.[...] A firm that is more productive than its competitors will generally enjoy higher *profitability*, which is of course, also an important measure of economic performance for firms. A more productive firm will either produce the same output with fewer inputs and thus experience a cost advantage, or produce higher quality output with the same inputs, enabling a price premium. » (Dedrick *et al.*, 2003)

contrainte sur la performance. Si toutes les firmes ne peuvent pas se doter de générateurs pour ainsi restreindre leur taille<sup>28</sup> à cause du coût inhérent aux pannes, alors leur performance en souffre. Une firme qui a un générateur électrique de secours est à l'abri de pertes dues au délestage et de salaires distribués inutilement. Tous ses employés continuent de travailler et justifient ainsi le paiement de salaires. Contrairement à elle, une firme sans générateur donne des salaires à des employés désœuvrés durant les pannes. Par conséquent, cette firme débourse un coût qui à terme, le pousse à remercier certains de ses employés et à avoir ainsi une petite taille.

Un coût variable additionnel d'exploitation en usage de générateurs et des pertes dues au délestage apparaissent tout en renfermant un bris dans la densité de performance. Le coût variable comprend un coût usuel de production<sup>29</sup>, un coût pour l'accès aux générateurs<sup>30</sup> et un coût en carburant pour l'usage des groupes électrogènes<sup>31</sup>. Le coût variable s'ajoute aux coûts de production habituels dont les salaires distribués. Nos pertes dues aux pannes électriques, quant à elle, sont la somme des ventes totales perdues<sup>32</sup> et d'intrants perdus<sup>33</sup> durant le délestage. Ces pertes déterminent aussi le niveau optimal de production possible. Concrètement, la performance des firmes peut se mesurer grâce à ces coûts et à ces pertes.

Un bris dans la densité de performance est ce point où il y a des pertes et/ou des coûts maximaux qu'il est davantage intéressant à ne plus croître sa propre taille des firmes. De ce qui suit, nous verrons qu'un bris dans la densité est un niveau de croissance de la performance mesurée par la taille des firmes. Ce niveau apparaît lorsque la rentabilité n'est plus possible sans générateurs. L'effet des fluctuations du délestage sur la rentabilité des entreprises avait déjà été étudié au Ghana par Doe et Asamoah. (2014). Cet effet y est apparu comme un choc sur les ventes des PME de la ville d'Accra. Cet effet est capable de créer un bris dans la densité de rentabilité.

---

<sup>28</sup> Voir la suite du paragraphe pour mieux comprendre le choix de ce verbe.

<sup>29</sup> Le coût usuel de production comprend le coût en matières premières (l2a), les frais de personnel (l2b) et le coût d'électricité (l3a). Entre parenthèses se trouvent les noms des variables dans les données.

<sup>30</sup> Le coût pour l'accès aux générateurs comprend le coût de location (si g4a=1, alors l2d pour l'équipement en générateur) ou d'achat de générateurs (si g4a=1 alors l4a en équipement de générateur). Entre parenthèses se trouvent les noms des variables dans les données.

<sup>31</sup> Le coût en carburant pour usage des groupes inclut le pourcentage de la consommation électrique (l3a) provenant de ceux-ci (g4b x l3a). Entre parenthèses se trouvent les noms des variables dans les données.

<sup>32</sup> Les ventes perdues durant la panne électrique comprennent la valeur des pertes annuelles due aux coupures (g1a5+[g1a4 x l1b]). Entre parenthèses se trouvent les noms des variables dans les données.

<sup>33</sup> Les intrants perdus durant le délestage comprennent le coût des matières premières (l2a) et les frais de personnel (l2b) défrayés pour la production provenant de la fabrication (usine) exclusivement ([c1a+c1b]\*l1b). Entre parenthèses se trouvent les noms des variables dans les données.



La taille des firmes est requise dans notre étude pour comprendre tout effet sur la performance. Il est à noter que l'effet du délestage est connu par les firmes burundaises à travers leur taille. Cabral et Mata (2003) et, Pagano et Schivardi (2003) notent que si la taille des firmes (*firm size*) est aussi intéressante dans la recherche, c'est grâce à son influence sur (et son évolution par rapport à) la croissance des firmes (*firm growth*). Par simplicité, notre étude assimile la taille des firmes à leur niveau de croissance. En effet, la distribution de la taille des firmes (*firm size distribution*) est une solution optimale dans le long-terme du problème suivant des firmes : allouer parfaitement des facteurs productifs (actifs et employés) à des gestionnaires de capacité différente afin de maximiser le rendement, avec une implication à l'échelle de l'économie<sup>34</sup> (Lucas Jr., 1978). La maximisation du rendement des firmes permet la croissance des firmes. C'est pour cette raison que dans notre étude, la taille des firmes mesurée par le nombre d'employés renvoie à un niveau de croissance des firmes si ce nombre est précisé. Nous utiliserons donc l'expression *taille des firmes* pour introduire autant le nombre d'employés des firmes que son niveau de croissance.

La taille des firmes ne peut pas dépendre d'un délestage constant et connu au même moment et par toutes les firmes. Ainsi, nous n'avons observé aucune relation entre le délestage et la taille des firmes. Il est difficile de trouver la preuve, ou même l'indice, d'une telle relation dans la littérature (Restuccia et Rogerson, 2008; Tybout, 2000; Hopenhayn, 2014; Iacovone *et al.*, 2014; Poschke, 2014; Luttmer, 2007). Le délestage ne peut pas être influencé par la croissance des firmes lorsque l'analyse de cet effet se fait en coupe transversale. Autrement dit, il est difficile d'établir une corrélation entre ces deux aspects en se concentrant uniquement sur une seule période, telle que disponible dans nos données. Ainsi, la seule relation que nous pourrions analyser serait celle entre la performance et la taille ou le délestage. À moins que ça ne soit la combinaison de la taille et du délestage qui a des impacts sur la performance. C'est la *qualité de l'infrastructure énergétique* qui représente la vraie performance des firmes, selon l'auteur, parce qu'à partir d'un certain nombre d'employés, les firmes se questionnent sur leur performance durant les pannes. Une forte fréquence de délestage équivaut à une rémunération d'employés désœuvrés durant les coupures. Cette fréquence est une des caractéristiques observables dans les firmes.

---

<sup>34</sup> Notre traduction. De Lucas Jr., (1978) p.510.

« To keep matters simple, at least initially, I shall develop a model of a closed economy with a given quantity of homogeneous capital and a given workforce which is homogeneous with respect to productivity as an employee. » (Lucas Jr., 1978)

Selon Hsieh et Klenow (2009), il est important de comprendre les différences de productivité totale de facteurs (PTF) entre pays développés et en développement. Ça nous permet de comprendre comment sont alloués les facteurs de production. Or, l'électricité pourrait être un facteur de production pouvant expliquer l'allocation du reste des facteurs selon le type de pays. Notre revue de la littérature s'est notamment intéressée aux différences de PTF entre les pays émergents et les pays en développement.

Dans la section suivante, il est question de contraintes de performance dans les pays développés et émergents.

## 2.2. LES PAYS EMÉRGENTS

Dans les paragraphes qui suivent, nous voyons comment une mauvaise allocation du capital physique impacte la productivité totale des facteurs (PTF).

Dans les pays émergents<sup>35</sup>, il arrive que le délestage soit un défi pour le secteur privé. En réponse aux coupures électriques, les entreprises s'équipent en générateurs. Jovanovic et Rousseau (2007) indiquent que ce choix d'adaptation est une « *réallocation*<sup>36</sup> » de facteurs de production. Le générateur, comme portion du capital physique, exige une nouvelle organisation de travail. Pour acquérir et rendre fonctionnel cette machine, les firmes réallouent à cet effet une part de leur capital et de leur travail. D'après ces auteurs, cet équipement sera un atout dans l'économie si la réallocation conséquente à son usage est effective au sein de toutes les firmes. Il y a donc efficacité, si toutes les firmes rapportent une nette amélioration de leur performance à la suite de son usage. L'accès à tous aux générateurs sert à éviter le chômage dans l'économie durant les pannes.

Cependant, le générateur a un prix. Le lourd fardeau financier qui vient avec l'acquisition de générateurs affecte les établissements. En supportant un taux d'intérêt à l'emprunt<sup>37</sup>, les firmes productives démontrent une allocation efficace de leurs ressources. Or, ces pertes dues aux

---

<sup>35</sup> Nous parlerons aussi de ce défi dans quelques pays développés, notamment la Suède et le Portugal

<sup>36</sup> Jovanovic et Rousseau (2007), p.1.:

« In trying to adopt a new technology, a firm may re-train some of its workers and replace others, and it can re-fit its buildings and equipment, where possible, and replace the rest. If it fails in the attempt to reorganize internally, the firm will probably disappear, and its assets will be reorganized *externally*. In that case the firm will either liquidate, or it will be taken over. Either way, however, the existing human and physical capital is no more likely to be "destroyed" than during an episode of internal reorganization. It will simply change management. Indeed, a new technology cannot quickly spread economy-wide unless these reallocation mechanisms work smoothly. » (Jovanovic et Rousseau, 2007)

<sup>37</sup> De Banerjee et Moll (2009), p. 193 sur le taux d'intérêt équivalent au taux d'épargne: « *In our model, there are also no intermediation costs so that the borrowing rate equals the deposit rate.* »

coupures, additionnées aux coûts supplémentaires d'exploitation affectent la performance. En ce sens, l'entreprise qui emprunte n'est donc plus nécessairement celle qui est efficace (ou performante). Sous contrainte<sup>38</sup>, l'entreprise qui ne peut pas emprunter, génère une épargne de précaution. Elle met fin à certaines activités afin de sauver de l'argent (ou désinvestissent) en vue de générateurs électriques de secours. Dans leur modèle théorique, Banerjee et Moll (2009) réfèrent à ce phénomène comme à une mauvaise allocation du capital sur marge intensive ou extensive<sup>39</sup>. D'après ces auteurs, deux raisons majeures<sup>40</sup> peuvent expliquer la présence courante dans la littérature de la mauvaise allocation à marge intensive (inégalité de produits marginaux). La première raison est donnée par Restuccia et Rogerson (2008) et se résume ainsi : « *les firmes peu productives ont un incitatif à demeurer petites. Il y a distorsion de la densité de la taille des firmes* »<sup>41</sup>. La seconde raison est celle introduite plus haut : « *les firmes à forte productivité totale des facteurs désinvestissent* »<sup>42</sup>. Ils rejoignent ainsi les conclusions de Hsieh et Klenow (2009). Le délestage provoque une mauvaise allocation du capital des firmes peu productives soient les PME. À moins que le délestage se présente ainsi comme une distorsion sur la performance de ces firmes. Selon Caselli et Feyrer (2007), face à une contrainte sur le capital physique, une réallocation de ce capital est certes souhaitable. Toutefois, les pays émergents et développés sont avantagés par les faibles prix de ces machines que les pays en développement. Caselli et Feyrer (2007) jugent qu'il faut une réallocation du capital capable d'égaliser les productivités marginales du capital entre les pays. Alors que cette réallocation augmenterait 3% du PIB mondial, elle représente une hausse de 25% du PIB des pays en développement étudiés par les auteurs<sup>43</sup>. Autrement dit, les entrepreneurs des pays en développement acquièrent le capital physique à des prix élevés; y compris les générateurs.

Selon Hsieh et Klenow (2009), l'alternative à l'achat des générateurs serait leur location. Leur étude a utilisé le prix de location du capital, qui en s'accumulant, maximise les la rentabilité<sup>44</sup>.

---

<sup>38</sup> Dans notre cas, il s'agit précisément d'une contrainte de délestage. Compte tenu des pertes et coûts additionnels conséquents au délestage, celui-ci est cette contrainte à la performance aussi lorsqu'elle auto-sélectionne qui a droit au prêt bancaire. Mais d'après Banerjee et Moll (2009), p. 198, les firmes sont sous contrainte de crédit surtout.

<sup>39</sup> Notre traduction. De Banerjee et Moll (2009), p.194

<sup>40</sup> Banerjee et Moll (2009) parlent de deux autres raisons non rapportées ici : la mauvaise allocation issue d'une politique discriminatoire pour les grandes firmes et les chocs sur le capital, la productivité (« *ability* ») ou les actifs (« *assets* ») (voir p. 201-202)

<sup>41</sup> Notre traduction.

<sup>42</sup> Notre traduction.

<sup>43</sup> Notre traduction.

<sup>44</sup> Notre traduction.

D'après ces auteurs, les variables suivantes pourraient influencer sur la performance chinoises et indiennes : l'âge, la propriété<sup>45</sup> (*ownership*), la taille des firmes<sup>46</sup> et la localité de la firme. Ils ont rajouté les salaires distribués et les politiques gouvernementales (octroi de licences en Inde ou propriété publique en Chine). De jeunes firmes plus performantes dans les débuts de la firme ne le sont plus à cause de l'âge. Cependant, « *une faible productivité totale des facteurs peut refléter l'apprentissage par la pratique ou d'autres investissements non observables (R&D, constitution d'une clientèle) plutôt que des distorsions* »<sup>47</sup> (Hsieh et Klenow, 2009). Une telle productivité totale des facteurs correspondrait dans notre recherche à une faible performance reflétant un investissement non observable en générateurs électriques de secours.

Le délestage invite à toujours chercher des mécanismes d'adaptation. À titre d'exemple, les usagers de l'électricité suédoise font autre chose. Ils accroissent leur volonté à payer pour réduire la durée des pannes durant les périodes où elles sont le plus fréquentes (Carlsson et Martinsson, 2008). Cette situation est possible dans une économie développée parce que les tarifs électriques étaient déjà bas (Agénor et Moreno, 2006). Dans les pays en développement, les gouvernements sont invités par Agénor et Moreno (2006) à lutter contre les contraintes en infrastructures électriques.

En définitive, tous ces papiers rejoignent Cabral et Mata (2003) : le délestage, à lui seul, n'explique pas toujours le comportement des firmes portugaises. L'âge des firmes et les contraintes financières peuvent aussi influencer ce comportement. À cause des coûts ou des pertes générés par le délestage, non anticipés par les firmes, il y a un besoin en liquidités supplémentaires (Moll 2013). C'est une quête qui ralentit considérablement la performance des firmes. Des ajustements s'imposent pour poursuivre la production. Les coûts additionnels d'exploitation et les pertes dues au délestage font désormais partie des décisions de production (Schure *et al.*, 2015; Jovanovic et Rousseau, 2007).

Dans la section suivante, nous revenons sur la littérature africaine sur les contraintes de performance des firmes.

## 2.3. LES PAYS EN DÉVELOPPEMENT

Dans la précédente section, nous avons vu que le délestage, la sécurité, la garantie sur emprunt et le prêt informel expliquaient la performance des firmes des pays émergents. L'objet de cette

---

<sup>45</sup> Notre traduction.

<sup>46</sup> La taille des firmes est mesurée la valeur ajoutée chez Hsieh et Klenow (2009)

<sup>47</sup> Notre traduction. Voir Hsieh et Klenow (2009), p.28.

section est d'investiguer toujours de tels « déterminants »<sup>48</sup> de performance dans les pays en développement. Selon la littérature, il s'agit de la taille des firmes, des salaires, de l'âge, de crédit informel, de la garantie sur emprunt bancaire, de la corruption, du secteur d'activité et de la localité.

Dans cette section, nous revenons sur les recherches associées aux contraintes de performance des firmes africaines. Nous relatons aussi les mécanismes d'adaptation de ces firmes face auxdites contraintes qui sont des caractéristiques observables des firmes. Les contraintes rapportées plus bas constituent des variables explicatives éventuelles de la performance des firmes burundaises.

Dans les pays en développement, les infrastructures ne se sont pas accrues, comme le remarquent les chercheurs (Allcott *et al.*, 2014; Alam, 2013; Zuberi 2012; Zhang, Parker et Kirkpatrick, 2008; Reinikka et Svensson, 2002; Tybout, 2000). Les infrastructures électriques (Foster et Steinbuks, 2009) et financières (Berger et Udell, 2006) sont rares. Il faut que les firmes trouvent une autre manière de se les procurer. Foster et Steinbuks (2009) trouvent que « *l'Afrique subsaharienne produit grâce à des générateurs de secours une électricité représentant 6% à 12 % de l'électricité du réseau central* »<sup>49</sup>. Cette énergie électrique est beaucoup plus importante que celle équivalente et produite par les pays développés<sup>50</sup>. Il faut dire qu'en Afrique, une interruption électrique chronique sur un intervalle de 15 à 60 jours cause une perte de 8% de ventes non écoulée. Les entreprises doivent emprunter pour investir en génératrices<sup>51</sup>. Elles empruntent peu importe leur âge, leur localité, leur secteur d'activité ou leur taille.

En Afrique subsaharienne, Foster et Steinbuks (2009) ont cherché à identifier la raison pour laquelle il y a une forte possession de générateurs électriques. Pour la majeure partie des firmes africaines (20% d'entre elles), cet équipement est acquis au même titre que d'autres équipements. Toutefois, dans des pays comme l'Afrique du Sud, où « *l'électricité est fiable, il n'en demeure pas moins que les firmes acquièrent des générateurs* »<sup>52</sup>. Étant donné la moyenne de l'Afrique de l'Est (EAC) à laquelle il appartient, le Burundi connaissait en 2006 environ 8% de production électrique

---

<sup>48</sup> Notre traduction. Terme emprunté de Goyette (2014) pour signifier une caractéristique d'une firme définissant la performance. Dans la suite de l'exposé, l'usage de ce terme réfèrera à ce qui précède.

<sup>49</sup> Notre traduction.

<sup>50</sup> Voir Foster et Steinbuks (2009), p. 7

« In-house generation of electrical power accounts for only around 6 percent of the installed generating capacity in Sub-Saharan Africa [...]. This is a bit more than the share in the United States (3.7 percent) and about the same level as in the enlarged European Union (7.3 percent)[...] » (Foster et Steinbuks, 2009)

<sup>51</sup> D'après le rapport de 2014 de la section UNCTAD des Nations-Unies, p. 12, il est mentionné que « *l'investissement est un déterminant majeur de la croissance en Afrique* ». Si une entreprise est non éligible à l'emprunt au sens de la loi, elle se finance de façon informelle (Moll, 2013) pour acquérir le générateur.

<sup>52</sup> Notre traduction.

propre par rapport à celle du réseau central. Parmi le top 3 des pays dont les firmes produisent une électricité à l'interne grâce aux groupes électrogènes, se trouvent la Mauritanie, la Guinée équatoriale et la République Démocratique du Congo. Leur production moyenne varie entre 48% et 62% de leur capacité de production<sup>53</sup>. Lorsque les économies sont tributaires d'une électricité importée comme c'est leur cas, les firmes fonctionnent avec une électricité soumise à de fréquentes coupures. D'après Foster et Steinbuks (2009), la production de l'électricité par les générateurs est reliée au secteur d'activités des entreprises. Au Burundi, il n'y a pas de délestage particulièrement pour un secteur d'activité donné ni d'électricité importée. De plus, les petites firmes de 10 employés et moins ont une probabilité de 50% d'acquérir un générateur de secours. Finalement, les auteurs identifient les mêmes types de coûts en usage de générateurs que ceux retenus dans notre recherche. Selon eux, le coût variable d'exploitation découlant de l'usage de générateurs est trois fois supérieur à la dépense traditionnelle en électricité. Cependant, les coûts sont pour ces auteurs une part des ventes non écoulées, tandis qu'ils représentent des charges d'exploitation dans notre étude. Il existe certes un coût fixe issu de l'achat de générateurs. Dans ce mémoire, nous nous sommes intéressés au coût variable associé à l'alimentation du générateur en essence. Ces auteurs ont omis de vérifier la relation entre le coût variable ainsi définis et d'autres coûts notamment les salaires distribués lors des pannes<sup>54</sup>. Nous l'avons vérifié dans cette étude.

Selon Guérineau et Jacolin (2014), « *l'inclusion financière* »<sup>55</sup> prend du retard dans les pays en développement. Comparativement à l'Asie du sud-est, l'Afrique subsaharienne souffre d'une mauvaise allocation du capital financier. En effet, ceux qui demandent des crédits auprès des banques ne sont pas ceux qui sont dans le besoin. Or, en temps de délestage, il y a un besoin de

---

<sup>53</sup> Voir Foster et Steinbuks (2009), p.8, fig.9. Les auteurs ont construit ce graphique en convertissant leurs données de 2005 en capacité de production « *en supposant une consommation annuelle continue et ininterrompue d'électricité importée* » (notre traduction). La situation de production électrique par le biais de groupes électrogènes est si préoccupante qu'elle se reflète dans le coefficient de GNI :

« For most countries, the value of own generation relative to the size of their economies is not large. However, for five countries (Mauritius, Congo Republic, Mauritania, Swaziland, and Zimbabwe) it is greater than 4 percent of GNI, and for another five countries (Equatorial Guinea, Nigeria, Ghana, Malawi, and Togo) it ranges between 2–3 percent of GNI. » (Foster et Steinbuks, 2009, p.8-9)

<sup>54</sup> Foster et Steinbuks (2009), p. 17 – note de bas de page. Les auteurs précisent qu'ils n'avaient pas inclus les salaires dans le coût variable étudié; étant considérés comme d'autres types de coûts variables. Dans son mémoire de maîtrise, Yaya (2013) indiquait que les secteurs de transport et de télécommunications octroyer des salaires importants par rapport aux autres secteurs d'activité sénégalais. Si c'était le cas au Burundi, nous verrions des entreprises de ces secteurs qui cessent toujours la production durant les pannes, de peur de donner des salaires importants.

<sup>55</sup> Guérineau et Jacolin (2014), p.58. L'inclusion financière est ainsi définie par les auteurs : « [...] un meilleur accès et une utilisation plus intensive des services financiers ».

liquidités immédiates requises pour les urgences mineures des activités courantes<sup>56</sup> des PME. Pourtant, il manque toujours un accès au financement à toutes les PME. Ces auteurs constatent que la Zone Franc renferme des PME qui ont de la difficulté à emprunter pour plusieurs raisons. Le système bancaire n'y est pas encore très connu pour octroyer des crédits à tous. Une garantie sur emprunt important est souvent exigée à la demande du prêt. Le niveau d'éducation (59% des ressortissants de zone rurale) des entrepreneurs et l'âge des gestionnaires (66% des jeunes, dont les jeunes entrepreneurs) expliquent cette exclusion<sup>57</sup>. Par conséquent, l'alternative devient un recours au financement informel. Nous avons monté une variable explicative pour capturer le financement informel au Burundi. L'exclusion financière n'est pas négligeable non plus dans des économies africaines hors Zone Franc. Au Kenya, Gichuki, Wangui, et Ondabu (2014) notent que la limite d'accès au crédit et l'ignorance des mécanismes financiers occasionnent des coûts et pertes chez les firmes. En ce sens, les défis financiers ralentissent la performance des firmes. Berger et Udell, (2006) pensent que la difficulté d'accès au crédit des PME prend source soit dans les structures des marchés financiers, soit dans les infrastructures nationales de prêt. Particulièrement, l'amélioration des infrastructures de prêt dans les pays développés ou en développement augmente favorablement la disponibilité et l'accès aux crédits pour les PME<sup>58</sup>.

D'après Taiwo, Falohun et Agwu (2016), le protocole d'octroi de prêt aggrave le fossé creusé entre les firmes nigérianes, en rendant impossible la croissance de certaines. De plus, les auteurs ont vu que la législation en place empêche les firmes de recourir au financement formel. Leur taille est fonction de l'épargne personnelle ou socio-coopérative. Si une entreprise est non éligible à l'emprunt au sens de la loi, elle a deux choix possibles : s'auto-financer (Moll, 2013) ou se tourner vers une « *nouvelle technologie* »<sup>59</sup> (Jovanovic et Rousseau, 2007) apportée par le recours aux générateurs. Nous verrons qu'au Burundi, la situation est telle que les firmes se tournent vers

---

<sup>56</sup> Guérineau et Jacolin (2014), p. 63

« La plupart des crédits sont distribués en dehors du système financier formel et servent avant tout à la couverture des besoins de consommation courante. » (Guérineau et Jacolin, 2014).

<sup>57</sup> Comme le disent aussi ces chercheurs, la famille finance 85% des emprunteurs en Afrique subsaharienne et Zone Franc (dont fait partie le Burundi).

<sup>58</sup> Berger et Udell, 2006, p.1 et p.30

« By financial institution structure, we mean the market presence of different types of financial institutions that provide credit, as well as the competition among these institutions. By lending infrastructure, we mean the rules and conditions set up mostly by governments that affect financial institutions and their abilities to lend to different potential borrowers. » (Berger et Udell, 2006).

<sup>59</sup> Expression des auteurs, voir Jovanovic et Rousseau (2007), p.3. C'est une nouvelle technologie d'alimentation électrique, en comparaison à celle fournie par le réseau central.

l'usage de génératrices. Ces machines occasionnent un besoin de liquidités afin de combler pertes et coûts venant du délestage. L'exclusion financière est donc une contrainte directe à la performance des firmes. De ce qui précède, nous validons le choix de la garantie sur emprunt et du prêt informel comme variables explicatives de la performance.

Les paragraphes précédents ont permis d'énumérer les caractéristiques des firmes qui peuvent expliquer la performance. Dans les paragraphes suivants, nous parlons de variables que la littérature propose mais qui n'ont pas été retenues pour cette étude. Il s'agit de l'âge, de la corruption et des marchés intermédiaires. Quoique l'âge soit un facteur important dans l'inclusion financière pour les PME, il peut être difficile de prouver qu'il gêne la performance de ces firmes. Abotsi (2016) n'a pas trouvé de raison portant à croire que les firmes âgées étaient moins performantes à la suite du délestage. Ainsi, dans nos équations, nous n'avons plus considéré l'âge comme variable de contrôle.

Au Burundi, le délestage a lieu aléatoirement dans une zone industrielle et affecte uniformément les firmes de cette zone. Compte tenu de cette stratégie, nous n'avons pas jugé utile de vérifier si la REGIDESO peut-être corrompue pour éviter les coupures électriques. Toutefois, il existe dans la littérature des arguments justifiant que la corruption est une contrainte de la performance des firmes. Jagger et Shively (2015) ont montré que le travail des autorités régulatrices fiscales ougandaises est proportionnel à la taille des firmes. Selon eux, les pots-de-vin sont des « coûts de production déjà anticipés »<sup>60</sup> par le marché du bois. Ces coûts sont inégalement supportés par les firmes, étant donné le réseau des fonctionnaires connus par chacune (Odd-Helge, 2005; Merima, Odd-Helge et Hoem Sjursen, 2014). Toujours dans ce secteur d'activité, Foundjem-Tita, Speelman, D'Haese, Degrande, Van Huylenbroeck, Van Damme et Tchoundjeu (2013) mentionnent que 47% des producteurs forestiers camerounais « évitent le harcèlement fiscal des autorités »<sup>61</sup> qui implique davantage de pots-de vin. Toujours selon les auteurs, 14% des entreprises réduisent leurs coûts d'achat de permis d'exploitation grâce aux pots-de vin.

---

<sup>60</sup> Notre traduction, cité de Jagger et Shively (2015, p. 2).

« [...]In addition, forest product movements span a range of economic transactions that include legally produced and marketed products subject to taxes, licensing and fees, as well as illegally obtained products that are transported and marketed in clandestine fashion. » . (Jagger et Shively, 2015)

<sup>61</sup> Notre traduction, cité de Foundjem-Tita (2013), p. 135. Voici la phrase originale: « *Most frequent reasons were the need to avoid police and forestry control (47%)* ».



Les mécanismes d'adaptation à une contrainte de performance sont nombreux. Citons par exemple le recours aux marchés intermédiaires (Schure, Ingram, Arts, Levang et Mvula-Mampasi, 2015). Afin d'éviter d'enregistrer des pertes (indicateur de performance), les entrepreneurs forestiers congolais se partagent la main-d'œuvre et les permis d'exploitation. Ce monde clandestin cible une clientèle sûre et permet de falsifier la comptabilité des facteurs de production (travail, salaires, capital ou machinerie propre). En comparaison, selon nos données, il existe des firmes burundaises qui se soustraient de l'achat de génératrices, en partageant ou en louant celles de leurs homologues. Il n'en demeure pas moins que l'achat, le partage ou la location de génératrices conduisent à rendre les firmes moins tributaires de l'électricité du réseau. Aucune variable explicative n'était pas requise pour étudier particulièrement ce comportement des firmes sur un marché intermédiaire. Toujours selon Schure *et al.* (2015), le régionalisme d'opération est un problème d'importance en République Démocratique du Congo<sup>62</sup>. Nous n'avons pas observé que le délestage affectait différemment la performance des firmes selon leurs localités.

Dans la section suivante, nous formulons les variables pertinentes à notre recherche cette fois-ci, grâce aux papiers référant au délestage même. Il s'agit de variables influençant la performance tout en étant liée directement au délestage.

## 2.4. LE DÉLESTAGE

Dans les sections précédentes, nous avons compris que plusieurs variables pouvaient expliquer la performance ; le délestage inclus. Nous avons établi comme indicateurs de performance les coûts variables additionnels d'exploitation et pertes de ventes non écoulées à cause du délestage. Au cours des paragraphes suivants, nous parlons uniquement de l'impact du délestage sur les firmes.

Tel que mentionné au début de ce travail, l'inadéquation des infrastructures est une limite au fonctionnement des firmes. Cependant, cette inadéquation n'est pas un défi propre au Burundi. Pour appuyer l'urgence de la création d'infrastructures, le 9<sup>ème</sup> Objectif de Développement Durable (ODD)<sup>63</sup> rappelle quelques chiffres. Face à l'inadéquation infrastructurelle, les fournisseurs

---

<sup>62</sup> Une concentration régionale des firmes à Kinshasa qu'à Kisangani rend possible ce type de partage de facteurs et de technologie de production.

<sup>63</sup> Le PNUD définit ainsi les ODD : « *Les Objectifs de Développement Durable (ODD), également nommés Objectifs mondiaux, sont un appel mondial à agir pour éradiquer la pauvreté, protéger la Planète et faire en sorte que tous les êtres humains vivent dans la paix et la prospérité* ». Quant au 9<sup>ème</sup> ODD, selon le PNUD, il s'agit de « *Mettre en place une infrastructure résiliente, promouvoir une industrialisation durable qui profite à tous et encourager l'innovation. [...] 1 milliard de personnes n'ont toujours pas accès à l'électricité. Dans certains pays africains à faible revenu, les contraintes d'infrastructure ont réduit la productivité des entreprises d'environ 40%.* » (PNUD, 2018).

nationaux de l'électricité et les firmes agissent différemment dans le court et le long-terme (Alam, 2013). Une fois l'interruption électrique constatée, les firmes tentent d'utiliser toute leur dotation plutôt que d'investir en génératrices de secours (Alby *et al.*, 2013). Si la fréquence des pannes augmente, alors les firmes réallouent leurs facteurs de production (Berge et Udell, 2006) afin de fonctionner malgré tout. Les firmes doivent tenir compte de leurs décisions courantes d'investissement (Reinikka et Svensson, 2002) et d'autres dépenses courantes (Fisher-Vanden, *et al.*, 2012). En l'occurrence, certaines firmes évitent de distribuer des salaires durant les pannes (Foster et Steinbuks, 2009; Hsieh et Klenow, 2009) en fermant boutique. Peut-être que d'autres firmes désinvestissent (Banerjee et Moll, 2009), cessent ainsi de croître en taille et renvoient même du personnel. Lorsque cette fréquence de coupures se combine avec la taille des firmes (Moyo, 2013), l'effet joint sur la performance est important. Pour croître, une firme achète un générateur, selon trois critères principaux. Il s'agit du prix de vente de son extrant (Allcott *et al.*, 2014), de l'accès au crédit (Guerineau et Jacolin, 2014; Berger et Udell, 2006) et du coût variable additionnel d'exploitation en usage de générateurs électriques (Caselli et Feyrer, 2007). Les firmes œuvrent de la sorte pour une quête de *performance économique* (Dedrick *et al.*, 2003) lors des coupures. C'est un exercice important pour les indicateurs microéconomiques et macroéconomiques de performance (Andersen et Dalgaard, 2013; Dedrick *et al.*, 2003; Romer, 2011).

Reinikka et Svensson (2002), Alam (2013) et Moyo (2013) s'accordent pour dire que l'inadéquation des infrastructures gêne autant les firmes que le réseau électrique public. Devant l'insuffisance infrastructurelle, le délestage électrique est l'une des solutions préconisées par le secteur public. D'autres solutions alternatives au délestage existent notamment en Asie du sud-Est. D'après Agénor et Moreno-Dodson(2016), dans le court-terme, le réseau électrique public peut dissuader la demande d'électricité en faisant varier les prix d'électricité. Au niveau des firmes, de telles variations de prix se comptabilisent en coûts marginaux de production<sup>64</sup>. Par ailleurs, les trois auteurs préviennent aussi que le délestage n'affecte pas les petites et les grandes compagnies de la même manière. Nous en avons fait le constat aussi au Burundi : les PME sont les plus touchées par le délestage.

En s'inspirant de Moyo (2013), nous avons construit une nouvelle variable, pour mesurer la *qualité des infrastructures électriques*. Cette variable est en fait le produit du nombre de pannes multiplié

---

(Source : <https://www.undp.org/content/undp/fr/home/sustainable-development-goals.html>)

<sup>64</sup> Il est question ici de coûts marginaux de facteurs de production : capital et travail.

par celui d'employés définissant la taille de la firme. Nous nous attendons à voir un effet négatif et consistant du délestage, différemment connu par les firmes. Notre nouvelle variable indique un effet est plus marqué sur la performance qui n'est plus possible sans les génératrices de secours. Moyo (2013) a étudié l'effet de la *qualité des infrastructures électriques* en Ouganda, en Tanzanie et en Zambie. L'auteur a défini cette qualité comme étant le produit des heures quotidiennes sans électricité et des pertes dues au délestage. Statistiquement, il existe un effet consistant<sup>65</sup> de la fréquence des pannes sur la performance des firmes. En effet, cette performance est négativement corrélée avec la *qualité des infrastructures électriques*. Par conséquent, les firmes<sup>66</sup> ressentent différemment l'effet du délestage. L'auteur identifie le délestage comme une contrainte aux opérations des firmes. Nous concluons notre revue de littérature dans la prochaine section.

## 2.5. CONCLUSION

En conclusion, disons que l'interruption électrique (non-planifiée) provoque forcément des pertes de ventes non écoulées et change son offre de production. Pour compenser ces pertes (Abeberese et *al.*, 2017), l'entreprise peut à court-terme adapter son nombre d'employés. Elle va d'abord recruter un employé additionnel (Zuberi, 2012) productif. Le nouvel employé accroîtra la production plus vite que ses collègues, en contrepartie du même taux réel de salaires. En acceptant ce taux, cet employé rend l'utilité marginale du travail faible (Romer, 2011). Cependant, grâce à cet employé, la firme espère évoluer vers son bris dans la densité de rentabilité<sup>67</sup>. Or, la firme n'a plus de revenus suffisants pour encourager l'employé productif à la suite des pertes. Par conséquent, il y a du chômage et certaines firmes peuvent fermer boutique durant les pannes (Foster et Steinbuks, 2009; Hsieh et Klenow, 2009).

S'il y a du chômage, alors Romer (2011) indique que certains travailleurs préféreront travailler pour un salaire réduit. Selon cet auteur, ce marché du travail est du type Walrasien au niveau agrégé. Selon lui, ce marché occasionne de grandes variations dans l'emploi avec de faibles variations du taux réel de salaires. Il devient difficile pour les firmes d'être performantes sans faire varier un autre facteur de production : le capital. Pour investir dans ce capital physique, la firme prend en compte le taux d'inflation (Allcott et *al.*, 2014), le taux d'intérêt réel (Guerineau et Jacolin,

---

<sup>65</sup> Des tests de consistance ont été effectués et se révèlent significatifs. Pour plus de détails, voir la section sur les tests d'hypothèses dans l'analyse empirique.

<sup>66</sup> L'auteur précise que non seulement les firmes ressentent différemment l'effet du délestage, au travers les économies, l'effet n'est pas le même.

<sup>67</sup> Niveau de production à partir duquel une entreprise est rentable.

2014; Berger et Udell, 2006) et le taux de dépréciation<sup>68</sup>. La firme investira ses fonds de caisse ou ses fonds de crédit. Par conséquent, le prix d'achat est un coût d'opportunité du gain espéré si ce montant était investi. L'entreprise acquiert l'équipement si le coût marginal du capital (ou taux d'intérêt réel) faible procure une productivité marginale du capital (ou taux de rendement réel) importante. Avec les salaires distribués et l'achat de carburant des génératrices, l'amortissement est l'un des coûts variables d'exploitation (Caselli et Feyrer, 2007). Une fois que les firmes possèdent les groupes électrogènes, il ne leur reste plus qu'à maximiser leur profit.

Andersen et Dalgaard (2013) ont prouvé que le taux de croissance du PIB par habitant de l'Afrique subsaharienne a souffert du manque d'infrastructures. Le délestage affecte négativement la croissance du PIB par habitant dans le court-terme<sup>69</sup> et dans le long-terme<sup>70</sup> selon ces auteurs. La croissance économique est un indicateur de performance macroéconomique de la performance, lorsque cette dernière subit un effet du délestage. Dedrick *et al.* (2003), quant à eux, parlent de la croissance de l'emploi comme indicateur de performance en agrégé.

Ce mémoire a retenu les papiers de recherche de Allcott *et al.*, (2014) et Alby *et al.*, (2013) pour formuler une intuition derrière le recours aux générateurs. D'après Hsieh et Klenow (2012), plus une firme croît, plus elle a un accès facile et privilégié à l'hydroélectricité. En cas de pannes, une entreprise produira sans usage de générateurs, grâce à sa dotation initiale (Alby *et al.*, 2013). Cette firme enregistre des pertes dues aux coupures électriques. Toutefois, elle couvre ses pertes parce que son prix de vente de l'extrait est supérieur à son coût de *production de l'électricité alternative*<sup>71</sup> (Allcott *et al.*, 2014). Parallèlement, ce coût doit être supérieur à sa propre dotation initiale. La compagnie devra emprunter pour avoir un générateur électrique (Alby *et al.*, 2013). Allcott *et al.*, (2014) précisent le genre de firmes plus marquées par les pertes comme la dotation le permet

---

<sup>68</sup> La dépréciation est importante puisqu'elle informe sur l'amortissement de l'actif.

<sup>69</sup> Notre traduction. Cité de Andersen et Dalgaard (2013), p. 21. :

«[...] a one log point change in the number of outages during a typical month leads to a reduction in average annual growth of GDP per capita of about two percentage points. Put differentially, an increase in outages by one standard deviation (about 0.85 log points, or approximately 2.3 outages) instigates a reduction in growth of about 1.5 percentage points, or slightly less than one standard deviation in growth in our sample (std. dev. of adjusted growth is approximately 1.7%). »

<sup>70</sup> Notre traduction. Cité de Andersen et Dalgaard (2013), p.22. :

« The long-run level effect implied by our estimates can then be assessed by setting  $g = 0$  (or given at some exogenous non-zero level; a steady state assumption) and then proceed to isolate  $\log(\text{GDP per capita})$  in the regression equation. We obtain  $\log(\text{GDP per capita}) = - (0.02 / 0.007) * \log(\text{OUTAGES}) = -2.86 * \log(\text{OUTAGES})$ . Hence, a one percent increase in outages reduces long-run GDP per capita by 2.86%. »

<sup>71</sup> La production de l'électricité alternative par la firme renvoie au mot anglais « *auto-generation* » souvent employé dans la littérature (voir Allcott *et al.*, 2014 et Alby *et al.*, 2013). Notre traduction.

toujours, la compagnie choisira de produire à pertes (Alby *et al.*, 2013; Allcott *et al.*, 2014) plutôt que de s'équiper tout de suite en générateurs. En se développant, son prix de vente d'extrait sera compris entre le coût de *production de l'électricité alternative* et le prix d'achat de l'hydroélectricité (Allcott *et al.*, 2014). En cas de pannes, la firme ne produira pas. Cependant, si son coût de *production de l'électricité alternative* est inférieur à sa propre dotation, elle va s'équiper en générateur (Alby *et al.*, 2013). La firme investira en générateur lorsque sa productivité en temps normal (sans délestage) est supérieure à celle des générateurs (Alby *et al.*, 2013). L'effet du délestage est important sur les pertes de ventes non écoulées que celui sur les coûts. Cet effet devrait être important chez les firmes sans génératrices de secours. C'est ce que nous vérifions pour le Burundi.

Dans la section suivante, nous décrivons les données, les modèles sans oublier la méthodologie de recherche.

## SECTION 3 : DONNÉES ET MÉTHODOLOGIE

Dans cette section, nous allons décrire les données, revenir sur notre méthodologie et introduire nos modèles respectivement dans les sous-sections 1, 2 et 3. Dans la sous-section 4, nous rapportons le tableau I de la statistique descriptive.

### 3.1. DONNÉES

Nous présentons dans cette section les données. Notre base de données comprend au total 102 entreprises<sup>72</sup> réparties en 575 variables en coupe transversale<sup>73</sup>. Nous analyserons le comportement des firmes au travers et entre elles. Il revient à dire que nous cherchons à savoir ce que fait une PME sans générateur sachant le comportement d'autres firmes. Les données sont divisées en 3 classes (petites, moyennes et grandes firmes) selon les règles de l'International Standard Industrial Classification, Revision 3.1. Par conséquent, les tailles des firmes sont les suivantes : sont dites petites firmes (5-19 employés à temps plein), moyennes firmes (20-99 employés) et grandes firmes (100+employés).

---

<sup>72</sup> Ces entreprises comprennent des sociétés en commandites, des entreprises unipersonnelles, des sociétés de responsabilité et des sociétés anonymes. Il y a dedans de jeunes startups comme des manufactures plus âgées. Les entreprises peuvent être privées, parapubliques ou publiques.

<sup>73</sup> En étudiant la seule année de 2006, nous n'avons pas de séries temporelles. Par conséquent, nos données ne sont pas des panels balancés (en coupe longitudinale) puisqu'elles n'ont que la dimension transversale.

Les données proviennent du questionnaire de WBES, intitulé « Enquête sur le Climat des Investissements et la Productivité – Manufacturier <sup>74</sup> ». Selon la note d'exécution de l'enquête<sup>75</sup>, l'usage des données de World Bank Enterprise Survey's (WBES) est adapté à une étude de la performance des firmes<sup>76</sup>. Leur méthodologie d'échantillonnage sert à épurer des données en panels faciles d'analyse. Nous avons choisi l'année 2006 pour la disponibilité des données. Cette année rapporte l'enquête faite sur les villes importantes burundaises en 2005, respectivement sur l'emploi, l'accès au capital, le financement, les relations avec l'État et la productivité. Conformément à la note d'application de l'enquête (*implementation note* en anglais), chaque firme a un minimum de 5 employés<sup>77</sup> et peut aller au-delà de 100 employés. Elle peut avoir des employés formés ou non, avoir accès à l'exportation ou non et avoir plus d'un actionnaire ou non. Les caractéristiques qualitatives de la firme en infrastructures sont l'électricité, l'eau, le transport et les communications<sup>78</sup>.

Toutes les firmes de notre base de données sont localisées dans une même et seule ville de Bujumbura. Cependant, la méthodologie d'échantillonnage de WBES s'assure d'inclure dans leurs bases de données des industries représentatives de l'économie du pays. En effet, le nombre d'entreprises incluses dans chaque base de données dépend du PIB brut. Les pays où le secteur privé est faible, WBES s'assure de choisir des représentants de toutes les industries<sup>79</sup>. Nous allons effectuer une analyse de la performance grâce à l'analyse de la taille des firmes. Les bases de

---

<sup>74</sup> Voir le Questionnaire d'enquête aussi sur le site de l'ISTEEBU (source: <http://www.isteebu.bi/nada/index.php/catalog/10/download/58>)

<sup>75</sup> Notre traduction de l'anglais *implementation note*.

<sup>76</sup> Tiré de WBES : Understanding the Sampling Methodology, version de Janvier 2007 (source: <http://documents.worldbank.org/curated/en/484931468156894681/pdf/442780WP0BOX321impling1Note01PUBLIC1.pdf>).

« Les Enquêtes d'entreprise sont conçues pour fournir des ensembles de données de panel [...] meilleurs moyens de déterminer comment et quels changements dans l'environnement des entreprises affectent la productivité et la création d'emplois au niveau de l'entreprise dans le temps et dans les différents pays ».

Notre traduction.

<sup>77</sup> Voir WBES : How to Implement the survey, p. 4 (source : [https://www.dropbox.com/s/3g7t366ivr952oq/Implementation\\_note.pdf?dl=0](https://www.dropbox.com/s/3g7t366ivr952oq/Implementation_note.pdf?dl=0))

« The Enterprise Surveys are targeted to a set of firms; manufacturing and retail/wholesale establishments with five (5) or more full-time employees, located in major urban centers. [...]. Manufacturing operations are generally conducted in facilities described as plants, factories, or mills, and characteristically use power-driven machines and materials-handling equipment. [...] »

<sup>78</sup> Tiré de WBES : How to Implement the survey, p. 2 & 5 (source : [https://www.dropbox.com/s/3g7t366ivr952oq/Implementation\\_note.pdf?dl=0](https://www.dropbox.com/s/3g7t366ivr952oq/Implementation_note.pdf?dl=0))

<sup>79</sup> Il faut souligner que WBES prévient qu'en général une base de données d'une économie à faibles revenus est représentative lorsqu'elle comprend 240 firmes. Évidemment, cela dépend de la disponibilité des données. Voir WBES : Understanding the Sampling Methodology (2007), p.4.

données de WBES sont justement réputées pour des études des moyennes ou des proportions des populations<sup>80</sup>. Nous expliquons en Annexes comment notre échantillon représente environ une population de 4000 firmes burundaises<sup>81</sup>. Notre échantillon devrait traduire le comportement d'environ 92.5 % à 95% de firmes burundaises d'après la méthodologie de WBES<sup>82</sup>. Selon la méthode d'échantillonnage toujours de WBES, il faut être prudent dans nos conclusions d'étude de données catégorielles<sup>83</sup>. En effet, le questionnaire utilisé ne respectait pas la méthodologie d'échantillonnage global<sup>84</sup>. Par conséquent, il est possible de trouver des résultats qui ne représentent pas la population des firmes<sup>85</sup>. Cet aspect pourrait être un enjeu économétrique créant une erreur de mesure. Cette méthodologie peut conduire à un problème d'identification du modèle. Sans que le modèle soit en cause, il échouerait à renfermer toutes les variables traduisant le comportement global des firmes. Les entreprises sont ici manufacturières et de services. Par ailleurs, une note sur la grande base de données de WBES à laquelle appartiennent nos données (*Standardized Dataset* en anglais), l'équipe de WBES met à jour régulièrement les données. Il est possible que nos données en coupe transversale ne soient pas issues de la plus récente mise à jour. Nos résultats souffriraient d'un biais de sélection ainsi défini :

« Erreur systématique de conception, de conduite ou d'interprétation d'une étude qui pourra fausser le résultat. Par exemple, un biais de sélection peut se produire quand les résultats d'une étude sont déformés par la manière dont les participants sont choisis. » (CCNMO, 2020)<sup>86</sup>.

« Le biais de sélection [...] est généralement associé aux recherches où la sélection des participants n'est pas aléatoire (c'est-à-dire aux études observationnelles telles que les études de cohorte, les études cas-témoins et les études transversales).» (IWH, 2014)<sup>87</sup>.

<sup>80</sup> Tiré de WBES: Understanding the Sampling Methodology (2007), p.3.

<sup>81</sup> Voir en ANNEXES, Titre A.1. Nous revenons sur les implications de la méthodologie d'échantillonnage.

<sup>82</sup> Voir Enterprise surveys and indicator surveys: Sampling Methodology, Section 2, paragraphes 12 & 13, p.4-6, version de Aout 2009 (source : <https://fdocuments.in/embed/v1/enterprise-survey-and-indicator-surveys-sampling-mediafpdkmenterprisesurveysenterprise.html>).

<sup>83</sup> Nos données comprennent des variables rapportées selon la subdivision des firmes par leurs tailles (petites, moyennes et grandes firmes). Dans notre étude, nous explorons des effets justement selon la taille des firmes.

<sup>84</sup> Cette méthodologie consiste à harmoniser la méthodologie de travail et le questionnaire de base pour toutes les économies d'après Enterprise surveys Indicator description, version de Mars 2014 (source : <https://www.dropbox.com/s/lc5dijlmyhunc9e/Indicator-Descriptions.pdf?dl=0>).

<sup>85</sup> Voir Enterprise surveys Indicator descriptions, version de Mars 2014. Il est à noter que la méthodologie d'échantillonnage global a été instauré en 2006. Or, nos données ont été recueillies à l'aide du questionnaire fait en 2005. Comme il n'y a pas eu de note trouvée sur la méthodologie d'échantillonnage de l'époque (avant 2007), il est possible que nos résultats traduisent quand même un comportement global. C'est en sachant que toutes les données compilées après 2007 proviennent d'un questionnaire suivant la méthodologie d'échantillonnage global.

<sup>86</sup> CCNMO (2020), *Glossaire*, McMaster University, Hamilton, Ontario (source : <https://www.nccmt.ca/fr/glossaire>).

<sup>87</sup> Notre traduction. Voir IWH(2014), *At work 96 : Spring 2014*, Institute for Workand Health, Toronto, Ontario (source : <https://www.iwh.on.ca/what-researchers-mean-by/selection-bias>):

D'après Vella (1998), le biais de sélection est encore beaucoup plus fréquent lorsqu'il est question d'étudier des sous-échantillons corrélés avec la variable d'intérêt. Une telle limite sur nos données qualitatives et en coupe transversale demanderait une estimation par les MCO pour avoir un estimateur consistant à effets fixes. Néanmoins, l'estimateur de la GMM (*Generalized Methods of Moments*)<sup>88</sup> est plus approprié pour neutraliser le biais de sélection et corriger l'estimation par les MCO<sup>89</sup>. Or, dans notre cas, le biais de sélection viendrait d'un usage de données qui ne sont pas à jour. Une correction de ce biais par les données les plus à jour suffit. Après vérification, nous n'avons trouvé qu'une seule version à savoir la version initialement publiée par WBES<sup>90</sup>. Il était prévu dans leur méthodologie d'échantillonnage de réinterroger les firmes aux trois (3) ans<sup>91</sup>. Ce qui n'a pas été le cas au Burundi. Puisqu'il n'y a pas eu de mise à jour, il n'y avait pas possibilité de corriger l'éventuel biais par l'étude de nouvelles données. Nous n'avons donc pas jugé nécessaire de lancer des régressions par la méthode GMM. Les MCO seront suffisants. Nos données permettent de comparer des différences de coefficients entre les firmes. En effet, une variation marginale de nos variables explicatives traduit une variation de la performance. Cette variation est traduite par l'importance et le signe du coefficient. Or, les MCO assument que les variables explicatives sont exogènes entre elles et homoscédastiques, avec une variable expliquée continue (Stock et Watson, 2015; Kowal, 2016). D'autres tests de validité furent effectués en Annexes<sup>92</sup> pour confirmer que nous ne violons pas d'hypothèses implicites des MCO. Au lieu de lancer les régressions pour un estimateur GMM, nous avons opté de mettre plus de variables explicatives de la performance dans nos équations.

Les variables d'intérêt suivantes ont été retenues grâce à la littérature mentionnée précédemment. Les variables expliquées doivent être, selon Abotsi (2016), Cissokho et Seck (2013) et Bonnet *et*

---

« Selection bias [...] is usually associated with research where the selection of participants isn't random (i.e. with observational studies such as cohort, case-control and cross-sectional studies). »

<sup>88</sup> Traduit en français Méthode des moments généralisées (MMG). Traduction de Heyer, E., Pelgrin, F., et Sylvain, A. (2004). *Durées d'utilisation des facteurs et fonction de production: une estimation par la méthode des moments généralisés en système*. Bank of Canada, Working Paper 2004-12.

<sup>89</sup> Voir Vella, F. (1998), p.156:

« Although sample selection is commonly confronted in cross-sectional studies, it is less frequently considered a concern in panel data estimation. This is partially due to the conception that fixed effects estimation will eliminate most forms of unobserved heterogeneity. Although certain forms of selection bias are eliminated by fixed effects estimators (see Verbeek and Nijman 1992a,b), other forms of selection bias and heterogeneity will not be eliminated. » (Vella, 1998)

<sup>90</sup> Voir les informations fournies par la World Bank microdata library (source : <https://microdata.worldbank.org/index.php/catalog/483>)

<sup>91</sup> Voir WBES: Understanding the Sampling Methodology (2007), p.9.

<sup>92</sup> Voir ANNEXES, Titre A.3.



*al.*, (1999) : le coût variable en usage de générateurs (**cvariable**<sup>93</sup>) et la perte due à l'usage de générateur (**pertes**<sup>94</sup>). Selon notre formulation, ceux-ci comprennent une partie de ventes et une partie de matières premières (ou de dépenses excédentaires) affectées par le délestage. Selon Alam (2013), Bowen *et al.*, (2009), Abeberese (2017) et Moyo (2013), les principales variables de contrôle affectant la performance sont respectivement : les coupures électriques (**coup**<sup>95</sup>), la taille des firmes (**taille**<sup>96</sup>) et la *qualité de la valeur énergétique ou électrique* (**taillecoup**<sup>97</sup>). Cette dernière variable est une combinaison linéaire de la taille des firmes et du délestage. Quant au délestage lui-même, il est représenté par le nombre de fois l'électricité est coupée en un mois de travail. Selon Cabral et Mata (2003), ce n'est pas uniquement le délestage qui peut expliquer une faible performance des firmes, mais aussi l'âge et les contraintes financières des firmes. Voici d'autres variables de contrôle d'intérêt<sup>98</sup> qui peuvent influencer la performance. Il y a la garantie au prêt (**guaranty**<sup>99</sup>), le prêt bancaire (**bank**<sup>100</sup>) et le prêt informel (**informel**<sup>101</sup>) selon Banerjee et Moll (2009), Alby *et al.*, (2013), Moll (2013) et, Caselli et Feyrer (2007). À ceux-ci, nous pouvons rajouter la capacité (**capacity**<sup>102</sup>) selon Abotsi (2016), les ventes (**sales**<sup>103</sup>) et la sécurité

---

<sup>93</sup> Les coûts variables additionnels d'exploitation comprennent les salaires, les coûts des matières premières, le loyer et le carburant (et électricité) attribuables à l'usage de générateurs électriques. La variable devient **lcvariable** si nous rajoutons le logarithme.

<sup>94</sup> Les pertes sont faites de pertes de matières premières, de frais additionnels de personnel et de pertes de ventes. La variable devient **lpertes** si nous rajoutons le logarithme.

<sup>95</sup> Les coupures électriques (ou précisément, le nombre de coupures) sont dans notre base de données présentées par mois de travail. Ainsi, nous avons ramené cette variable à une valeur annuelle.

<sup>96</sup> Nous avons aussi rajouté la variable « **taille<sup>2</sup>** » qui représente le carré de la taille des firmes. Du plus, la variable « taille » réfère toujours au logarithme de la taille des firmes.

<sup>97</sup> Comme nous pouvons le voir, c'est davantage un produit scalaire (multiplication de deux vecteurs) qui donne la combinaison linéaire.

<sup>98</sup> Pareillement, voici d'autres variables issues de la littérature mais peu intéressantes selon le tableau III : de la sélection pour avoir droit à un prêt, des sources de financement informelles donc autres que bancaires ou d'origine financière, des sources de financement bancaires.

<sup>99</sup> Selon notre base de données, la garantie sur emprunt est la valeur de garantie requise en pourcentage de la valeur de la ligne de crédit ou de l'emprunt. La variable devient **lguaranty** si nous rajoutons le logarithme.

<sup>100</sup> En formulant cette variable, nous y avons inclus autant le prêt de banque privé ou d'une institution financière que les actifs et bâtiments financés par les banques. De plus, nous y avons rajouté le taux d'intérêt ainsi que le montant d'une ligne de crédit. Évidemment, tous ces prêts formels ont pris en considération le court-terme et le long-terme. La variable devient **lbank** si nous rajoutons le logarithme.

<sup>101</sup> Pour cette variable, il est question de source informelle de prêts allant de prêts familiaux jusqu'au crédit commercial des fournisseurs ou des clients sans oublier les sources peu orthodoxes d'emprunts (prêteurs par exemple comme c'est mentionné dans nos données). La variable devient **linformel** si nous rajoutons le logarithme.

<sup>102</sup> Par cette variable, l'on entend le niveau d'utilisation de la capacité de production, par rapport aux pertes enregistrées durant le délestage malgré l'usage d'un générateur électrique. Ce niveau d'utilisation est ainsi défini dans le questionnaire associé à notre base de données : Le niveau effectif de production en 2005 par rapport au niveau maximal qui aurait pu être produit avec vos installations de l'époque (les mêmes équipements durant les quarts de travail réguliers). La variable devient **lcapacity** si nous rajoutons le logarithme.

<sup>103</sup> La variable devient **lsales** si nous rajoutons le logarithme.

(**security**<sup>104</sup>) d'après Doe et Asamoah (2014) et Fisher-Vandem *et al.*, (2012). Nous verrons plus tard si ces indicateurs sont plus appropriés que les deux autres déjà mentionnés (**pertes** et **cvariable**). Enfin, nous avons la variable « **infrastructures** »<sup>105</sup>. Cette variable représente la valeur annuelle de dépenses en eau et en électricité. Telle que nous venons de la définir, cette variable est pour une firme une autre dépense d'exploitation. Par conséquent, il faut la comparer (surtout **infrastructure/employé**) à celle du délestage (**coup**). Enfin, il y a les variables **durée** et **dépenses**, respectivement pour la durée des coupures et la part des dépenses électriques associées à l'usage de générateurs<sup>106</sup>.

Il existe une autre limite dans nos données, qui invite à la prudence dans nos interprétations. L'étude d'un effet quelconque pour la seule année de 2006 vient avec des variables explicatives retranchées<sup>107</sup> (de l'anglais « *demeaned* ») par le temps. Encore une fois, cet aspect représente un même enjeu économétrique d'identification. Notre modèle pourrait ne pas être identifiable et ne pas traduire le comportement de la totalité de la population des firmes burundaises.

Dans la prochaine section, nous allons élaborer notre méthodologie.

### 3.2. MÉTHODOLOGIE

Revenons sur notre méthodologie. Il s'agit d'une étude des points médians des histogrammes de la densité d'une variable. De McCrary (2008), l'établissement de l'estimateur de densité linéaire locale se fait en deux étapes. La première étape est un histogramme très peu lissé. Les cases de l'histogramme sont définies avec suffisamment de soin pour qu'aucune case de l'histogramme ne comporte de points à la fois à gauche et à droite du point de discontinuité. Cette étape est basée sur la table des fréquences d'une version discrète de la variable courante. La deuxième étape est le lissage linéaire local de l'histogramme. Les points médians des cases de l'histogramme sont traités comme un régresseur, et comme des points de discontinuité. Les comptages normalisés du nombre d'observations qui tombent dans les bacs sont traités comme une variable de réponse. Pour tenir

---

<sup>104</sup> Cette variable représente le coût monétaire ou en pourcentage de ventes de la demande de prestations de sécuriser les établissements des firmes.

<sup>105</sup> Selon notre base de données, voici la formulation de cette variable : **infrastructures** = l3a. Il s'agit de la valeur annuelle des dépenses en électricité.

<sup>106</sup> Sur l'ensemble des dépenses en électricité faites par les firmes, la variable « dépenses » est l'équivalent des dépenses électriques faites uniquement en cas d'usage ou de partage de générateurs. Il était question de savoir dans quel ordre de grandeur cette part de dépenses était importante par rapport au coût de l'alimentation électrique.

<sup>107</sup> Traduction de Leblond (2003), p.26 et 31. C'est une caractéristique des données en panels débalancés.

compte de la discontinuité potentielle de la densité, un lissage linéaire local est effectué séparément pour les bacs à droite et à gauche du point de discontinuité potentielle<sup>108</sup>. Dans ce mémoire, nous examinons si le délestage pourrait occasionner (ou pas) un bris dans la densité de discontinuité de la performance.

Une fois les bris dans la densités potentiels ainsi établis, nous examinons les coefficients des variables. La constante et la pente sont autant importantes pour ne pas biaiser nos résultats. Dans notre cas, nous avons effectué une différence<sup>109</sup> (soustraction) entre coefficients des variables, par catégorie de firmes. Cette différence nous renseigne sur l'importance de l'écart existant entre les firmes. Il revient à dire qu'en fait nous estimons en deuxième étape, une nouvelle variable équivalente à cet écart. Il en résulte que les petites firmes devraient ressentir davantage les effets du délestage que les grandes firmes. Étant donné que cet écart entre firmes, nous devons aussi tester l'égalité des moyennes des catégories de firmes. Par conséquent, il faut s'assurer que l'estimateur de notre différence aura une erreur-type tendant asymptotiquement à l'écart-type. La présence de groupes de firmes suppose que les erreurs-types locales (par groupe) sont une bonne précision de l'étendue de la variance. Deux approches sont adoptées dans la littérature pour contourner ce problème. Premièrement, par rapport à une largeur de bande dont on pense qu'elle minimise l'erreur quadratique moyenne, on peut choisir une largeur de bande plus petite. L'espoir est que le biais soit ainsi suffisamment réduit pour qu'on puisse l'ignorer. Deuxièmement, on peut estimer le biais. Cela implique le choix d'une autre largeur de bande<sup>110</sup>.

---

<sup>108</sup> Notre traduction. Voir McCrary (2008), p.6 :

« Implementing the local linear density estimator involves two steps. The first step is a very under smoothed histogram. The bins for the histogram are defined carefully enough that no one histogram bin includes points both to the left and right of the point of discontinuity. The second step is local linear smoothing of the histogram.

The midpoints of the histogram bins are treated as a regressor, and the normalized counts of the number of observations falling into the bins are treated as an outcome variable. To accommodate the potential discontinuity in the density, local linear smoothing is conducted separately for the bins to the right and left of the point of potential discontinuity, here denoted  $c$ .

The first-step histogram is based on the frequency table of a discretized version of the running variable [...]. »

<sup>109</sup> McCrary (2008), p.3 et 7 explique aussi que les estimateurs peuvent être des différences logarithmiques en hauteurs des coefficients.

<sup>110</sup> Notre traduction. Voir McCrary (2008), p.8 :

« Practically, this means that a confidence region for  $\theta_b$  constructed using the standard error above will give good coverage accuracy for the probability limit of  $\theta_b$ , as opposed to good coverage accuracy for  $\theta$ . Two approaches are taken in the literature to circumvent this problem. First, relative to a bandwidth which is believed to minimize the mean squared error, one can choose a bandwidth smaller than that. The hope is that the bias is thereby sufficiently reduced that it may be ignored. Second, one can estimate the bias. These bells the cat in that it requires choosing another bandwidth. »

De ce qui précède, voici comment nous établissons nos bacs et nos fenêtres de variation. Il s'agit aussi de définir les points bris dans la densités. Nous commençons par 5 employés comme nombre d'employés minimum que peut avoir une firme. Dans notre étude, l'analyse de la taille des firmes par le nombre d'employés s'arrête lorsqu'une firme a 50 employés<sup>111</sup>. Avec un employé additionnel, une firme change de catégorie et devient plus grande. Autrement dit, une augmentation marginale du nombre d'employés fixe un nouveau niveau de croissance des firmes. Au moyen de ces niveaux de croissance des firmes, nous effectuons une différence de coefficients des variables explicatives entre petites et grandes firmes. Nous pouvons de la sorte cibler à quel moment l'interruption électrique affecte différemment les firmes.

La première étape de l'histogramme est le nuage de points ( $X_j, Y_j$ ). La deuxième étape consiste à lisser l'histogramme en utilisant la régression linéaire locale. Formellement, l'estimation de la densité est donnée par une fonction Kernel dont la largeur de la fenêtre définit les observations qui sont incluses dans la régression. En d'autres termes, la deuxième étape consiste à lisser l'histogramme en estimant une régression pondérée utilisant les points médians des bacs pour expliquer la hauteur des bacs, en donnant le plus de poids aux bacs les plus proches où l'on essaie d'estimer la densité. Il est facile d'estimer la fonction de densité entière, en passant par les points d'évaluation<sup>112</sup>. Ainsi, notre analyse graphique sera essentiellement faite sur les indicateurs de performance selon les propositions de cette méthodologie.

Regardons maintenant le modèle choisi pour constater la part de la performance expliquée par la taille et le délestage.

### 3.3. MODÈLES ET HYPOTHÈSES

Dans cette section, nous évoquons nos modèles. Nous étudions l'effet du délestage sur la performance de l'entreprise. Notre modèle central approprié à une telle étude du comportement des firmes est inspiré de Goyette (2014):

---

<sup>111</sup> Par souci de clarté de présentation des résultats, nous n'avons rapporté que les résultats allant jusqu'à 30 employés (plutôt que 50 employés) dans nos tableaux.

<sup>112</sup> Notre traduction. Voir McCrary (2008), p.6-7 :

« The first-step histogram is the scatterplot ( $X_j, Y_j$ ). The second step smooths the histogram using local linear regression. Formally, the density estimate at  $r$  is given by a Kernel function with the window width defining which observations are included in the regression. In words, the second step smooths the histogram by estimating a weighted regression using the bin midpoints to explain the height of the bins, giving most weight to the bins nearest where one is trying to estimate the density. It is straightforward to estimate the entire density function,  $f(r)$ , by looping over evaluation points  $r$ . »

$$y_i = \phi_0 + \phi_1 D_{small} x_i + \phi_2 D_{large} x_i + \sum_{j=1}^k \phi_j z_{ji} + \varepsilon_i (1)$$

Où  $y$  = indicateur de performance ;  $x$  = fréquence du délestage ;  $z$  = autres facteurs qui influencent la performance de l'entreprise et caractéristiques observables des firmes ;  $D$  = *dummy* à deux valeurs 0 et 1.  $D^s = 1$  si petites firmes et 0 sinon et  $D^l = 1$  si grandes firmes et 0 sinon ;  $\varepsilon$  = terme d'erreur

Où  $\phi_0$  = constante (ou ordonnée à l'origine ou *y-intercept*<sup>113</sup> en anglais) et  $\phi_1$  = tendance et coefficient(s) de la (des) variable(s) explicative(s) d'intérêt et  $\phi_j$  = tendances et coefficients d'autres variables explicatives

La constante ou intercept<sup>114</sup> est recommandée selon les recherches de Cabral et Mata (2003). En effet, ces auteurs ont rappelé que ce n'est pas que le délestage qui affecte la performance mais aussi l'âge et les contraintes financières des firmes. Ainsi, il peut exister un effet d'une variable explicative non observable dans ce modèle qui peut affecter le délestage. Abeberese (2017) a suggéré la taille des firmes pouvait être cette variable non observable. D'ailleurs, Cabral et Mata (2003) avaient prouvé que l'âge et la taille des firmes n'étaient pas indépendants l'un de l'autre. S'ils sont choisis comme variables explicatives, tout au moins, il faut vérifier s'ils sont indépendants du délestage<sup>115</sup>. En moyenne, toutes les entreprises ayant une même taille devraient se comporter selon notre modèle. Nous avons initié des variables catégorielles (qualitatives)<sup>116</sup> faites de *dummies*<sup>117</sup> et du délestage d'une part, et de l'autre de *dummies* et de la *qualité de l'infrastructure électrique*. Conformément à nos questions de recherche, il faut vérifier l'effet du

<sup>113</sup> Anderson, D.R., Sweeney, D.J., Williams, T.A. et Camm, J.D., Cochran, J.J. (2015). Statistiques pour l'économie et la gestion 5<sup>e</sup> édition. De Boeck Supérieur (1<sup>ère</sup> éd.: 2007). D'après ces auteurs (p.673), l'ordonnée à l'origine est dite l'intercept de  $y$  puisqu'il s'agit du point ordonné lorsque  $x, z = 0$ . Cette nuance est importante lorsqu'il est possible d'avoir des abscisses à l'origine. Nous verrons plus loin que l'un de ces abscisses peut correspondre à un bris dans la densité.

<sup>114</sup> Voir la définition en Annexes, Titre A.4.

<sup>115</sup> En cas d'hétérogénéité non observée et de simultanéité, les estimateurs standard des moindres carrés ordinaires ou *Within* se révèlent généralement insatisfaisants. Dans cette perspective, l'estimateur de la méthode des moments généralisés en différence première (MMGD) est souvent retenu (Heyer *et al.*, 2004).

<sup>116</sup> Voir Gouvernement du Québec (2013). *Glossaire des termes usuels en mesure de performance et en évaluation : Pour une gestion saine et performante*. Secrétariat du Conseil du trésor du Québec.

Voici la définition que donne cet ouvrage d'une variable qualitative (ou catégorielle) : « *Se dit des variables ou des données revêtant une forme discursive et des variables mesurées sur des échelles nominales ou ordinales, par exemple « excellente », « moyenne », « inférieure à la moyenne », et donc non métriques.* » Dans notre cas, les échelles ordinales sont « petites firmes » et « grandes firmes ». (source: [https://www.tresor.gouv.qc.ca/fileadmin/PDF/publications/glossaire\\_termes\\_usuels.pdf](https://www.tresor.gouv.qc.ca/fileadmin/PDF/publications/glossaire_termes_usuels.pdf))

<sup>117</sup> Traduction de OCDE (2006). *Glossaire de l'économie de l'OCDE : Anglais-Français*. Éditions OCDE, Paris. Voici la définition que donne cet ouvrage d'une variable *dummy*: « *variable indicatrice(muette) [Nota : prend uniquement les valeurs 1 ou 0 selon que l'on veut ou non prendre en considération l'élément en question] [STA]* » (source : [https://fospourtoi.files.wordpress.com/2016/10/oecd-glossaire-de-lecc81conomie-de-locde-\\_anglais-franccca7ais-oecd-publishing-2006.pdf](https://fospourtoi.files.wordpress.com/2016/10/oecd-glossaire-de-lecc81conomie-de-locde-_anglais-franccca7ais-oecd-publishing-2006.pdf)).

délestage sur la taille des firmes. Il s'agit de l'effet du délestage connu par les petites firmes versus les grandes. Cependant, la REGIDESO opère des interruptions électriques sans égard de taille des firmes. Il est donc difficile d'avoir un effet pertinent de la taille des firmes sur la performance. En l'absence d'effet direct de la taille sur la performance, les variables catégorielles sont nettement plus appropriées à cette étude.

Nous aimerions avoir des estimateurs (coefficients) consistants et efficaces. Pour avoir ce type de coefficients, il faut utiliser le modèle des MCO avec *dummies* dans nos régressions. Il faudra tester l'efficacité des estimateurs afin de vérifier si la variance associée est le plus petit possible. Par leur consistance, nous saurons qu'avec davantage d'observations, le modèle donne un estimateur plus précis. Il s'agit d'un estimateur qui à la limite tend vers le véritable coefficient observé dans la population des firmes.

Par la suite, nous analysons l'impact de la taille de l'entreprise sur la performance des firmes. La taille de l'entreprise saisie directement et séparément dans l'équation :  $s = \text{taille de l'entreprise}$ .

$$y_i = \phi_0 + \phi_1 D_{small} x_i + \phi_2 D_{large} x_i + \phi_3 D_{small} s_i + \phi_4 D_{large} s_i + \sum_{j=1}^k \phi_j z_{ji} + \varepsilon_i \quad (2);$$

pour tout  $D^s$  et  $D^l$  dummies respectifs des petites et des grandes firmes.

L'hypothèse centrale est que pour rester performantes durant les coupures, les firmes accommodent leur production. Si  $\phi_1$  et  $\phi_2$  sont significatifs, alors nous rejetons  $H_0$ . Dans ce cas, il existe une relation entre nos variables explicatives d'intérêt sur la performance. C'est une relation particulièrement ressentie par les petites firmes :

$$H_0: D_{x_i}^s = D_{x_i}^l \text{ et } \begin{matrix} H_a^1: D_{x_i}^s < D_{x_i}^l ; \text{ pour le nombre de coupures} \\ H_a^2: D_{x_i}^s > D_{x_i}^l ; \text{ pour la taille des firmes} \end{matrix}$$

Les régressions sont lancées par catégorie d'entreprises : petites/moyennes versus grandes firmes. Nous y explorons les non-linéarités ou les bris dans la densité de taille des entreprises. Nous étudions la spécification quadratique pour répondre à la question d'un délestage subi différemment par taille. Il s'agit de vérifier s'il existe une relation en forme de U ou en forme de U inversé) :

$$y_i = \phi_0 + \phi_1 D x_i + \phi_2 D s_i + \phi_3 D s_i^2 + \sum_{j=1}^k \phi_j z_{ji} + \varepsilon_i \quad (3)$$

Dans cette prochaine équation, il s'agit de vérifier si la taille de l'entreprise interagissait avec la fréquence des coupures. Nous introduisons cette combinaison de la taille avec la fréquence des pannes que Moyo (2013) appelle la *qualité de l'infrastructure énergétique* (ou *électrique*). Nous nous attendons à voir un effet négatif et consistant du délestage, différemment connu par les firmes.

Ainsi donc, il se peut que le comportement des firmes ne change pas à cause d'un bris dans la densité de leur taille<sup>118</sup>. Elles pourraient adapter leur comportement selon leur expérience durant la coupure hydroélectrique.

$$y_i = \phi_0 + \phi_1 D.(x_i * s_i) + \sum_{j=1}^k \phi_j z_{ji} + \varepsilon_i \quad (4)$$

Nous pouvons aller encore plus loin en regardant le double effet du carré de la taille des firmes et de la *qualité de l'infrastructure électrique*. Nous voulons voir si le délestage touche différemment les firmes étant donné un niveau donné de croissance de la taille, créant un changement de pentes de l'effet du délestage sur la performance. Certaines firmes connaîtraient l'effet du délestage sur leur taille tandis que d'autres, la ressentiraient juste après ce niveau de croissance:

$$y_i = \phi_0 + \phi_1 D x_i + \phi_2 D s_i^2 + \phi_3 D.(x_i * s_i) + \sum_{j=1}^k \phi_j z_{ji} + \varepsilon_i \quad (5)$$

Dans la suite de cet exposé, nous regarderons statistiques descriptives d'une liste de variables de la base de données. Les résultats sont rapportés par le tableau I.

### 3.4. ANALYSE STATISTIQUE

Dans cette section, nous examinons les statistiques descriptives après une brève introduction.

#### 3.4.1 Introduction

Dans cette section, et surtout dans le tableau I, nous énumérons différentes variables d'intérêt décrites ci-haut en indiquant leurs moyennes (« *mean* ») et leurs écart-types (« *sd*<sup>119</sup> »). Avant d'utiliser ces variables dans nos régressions, nous analysons leurs statistiques descriptives. L'objectif de cette approche « exploratoire<sup>120</sup> » de données est de relever les caractéristiques des « déterminants » de la performance. Ces caractéristiques dans notre échantillon renseignent sur le

<sup>118</sup> De Stern, V. M., R. E. Smith, R. van den Bosch, et K. S. Hagen. The Integrated Control Concept. *Hilgardia*, 29 (1959): 81-101. Voici la définition de « *bris dans la densité* » que donnent les auteurs: « *density at which control measures should be initiated to prevent an increasing pest population from reaching the economic injury level.* »

<sup>119</sup> Sims (2000) définit ainsi le mot « *standard deviation(sd)* » :

« *Standard Deviation*. The standard deviation is an appropriate measure of dispersion for continuous variables. It is calculated as the square root of the variance. » (Sims, 2000, p.20).

<sup>120</sup> Le terme est issu de Alarello, L., Bourgeois, E. et Guyot, J.L. (2007). Statistique descriptive: un outil pour les praticiens-chercheurs. De Boeck Supérieur, p. 16. Ces auteurs indiquent que la statistique descriptive contribue ainsi en une contextualisation générale du phénomène observé avant de l'étudier.

comportement général au sein de la population des firmes<sup>121</sup>. La statistique descriptive aide à examiner les caractéristiques des densités des variables (bris dans la densité, allure, courbure, etc.). Pour ce faire, nous utilisons les quatre moments d'ordre<sup>122</sup> : la moyenne, la symétrie, le kurtosis et l'écart-type. Le choix des moyennes et d'écart-types rapportés dans le tableau I est motivé par ce qui suit. À part la taille des firmes<sup>123</sup>, toutes les variables explicatives de la performance sont « nominales<sup>124</sup> ». Nous pouvons penser donc que la forme de la courbe de la performance sera « en cloche<sup>125</sup> ». Or, une densité d'une loi normale (ou en cloche) est toujours symétrique<sup>126</sup>. Il devient inutile de vérifier les statistiques de symétrie et de kurtosis. Par conséquent, les moyennes et les écarts-types pour examiner l'aspect de nos variables suffisent amplement. Du reste, un examen des valeurs aberrantes et de la continuité des variables fut fait en Annexes<sup>127</sup>, afin de respecter les hypothèses implicites d'une loi normale. L'allure de la courbe de l'analyse graphique<sup>128</sup> nous révélera en l'occurrence l'état de la symétrie et du kurtosis. De ce fait, nous avons certifié que seules la moyenne et l'écart-type suffisent présentement dans notre analyse descriptive.

Examinons les résultats du tableau I dans la section suivante.

---

<sup>121</sup> Selon Alarello et al., (2007) nomment ainsi cette analyse : une phase de validation d'hypothèses par la statistique descriptive (voir p. 16)

<sup>122</sup> De Johnson, Kemp et Kotz (2005), p.50-51. Ces auteurs comme plusieurs définissent les quatre moments centrés d'une distribution comme suit : l'espérance mathématique (ou moyenne) est le 1<sup>er</sup> moment, la variance (et son écart-type) le 2<sup>ème</sup> moment, l'asymétrie et le kurtosis respectivement le 3<sup>ème</sup> et le 4<sup>ème</sup> moment. Les moments centrés servent à définir une loi de probabilité d'une variable aléatoire lorsqu'elle est inconnue, grâce à la fonction génératrice des moments.

<sup>123</sup> Lors de nos régressions, la taille des firmes sera représentée par des variables catégorielles ou *dummies* : D<sup>s</sup> (petites firmes) et D<sup>l</sup> (grandes firmes). Les variables catégorielles ou catégoriques sont des variables avec deux ou plusieurs catégories. Voir la définition du glossaire de Statistiques Canada (source : <https://www150.statcan.gc.ca/n1/edu/power-pouvoir/glossary-glossaire/5214842-fra.htm#donneesbrutes>)

<sup>124</sup> Au contraire des variables catégoriques, les variables nominales n'ont pas d'option de catégories. Voir la définition du glossaire de Statistiques Canada (source : <https://www150.statcan.gc.ca/n1/edu/power-pouvoir/glossary-glossaire/5214842-fra.htm#donneesbrutes>)

<sup>125</sup> Une courbe « en cloche » représente une loi normale. Elle indique que les valeurs « auront tendance à revenir vers la moyenne » plutôt qu'aux extrémités. Voir la définition du glossaire de Statistiques Canada (source : <https://www150.statcan.gc.ca/n1/edu/power-pouvoir/glossary-glossaire/5214842-fra.htm#donneesbrutes>)

<sup>126</sup> Une loi est symétrique lorsque le mode (valeur centrale) sert à la fois d'axe de symétrie, de moyenne et de médiane. Voir la définition du glossaire de Statistiques Canada (source : <https://www150.statcan.gc.ca/n1/edu/power-pouvoir/glossary-glossaire/5214842-fra.htm#donneesbrutes>)

<sup>127</sup> Voir ANNEXES, Titre A.3.

<sup>128</sup> Voir l'analyse graphique en ANNEXES, Titre A.2.



**Tableau I : statistiques descriptives**

	Petites firmes (5-19 empl.)	Moyennes firmes (20-99 empl. )	Grandes firmes (>=100 empl.)	Total des firmes
Variable	mean(sd)	mean(sd)	mean(sd)	mean(sd)
Nombre de firmes	74 firmes	23 firmes	5 firmes	102 firmes
Ventes	4,1(7,19)	5,76(6,26)	2,38(1,92)	2,60(7,08)
Nombre d'employés	10(5,64)	47(24,41)	134(35,7)	23 employés (32,25)
Infrastructures	7.70(1.99)	6.54(7.82)	4.73(2.89)	4.28(1.24)
Infrastructure/employé	7.42(1.95)	1.36(1.38)	3.43(1.38)	1.00(1.91)
Nombre de coupures	103.48(68.27)	140.4(101.6)	134.4(46)	112.23(75.98)
Nombre de coupures/employé	11.82(8.73)	4.26(4.07)	1(0.22)	9.81(8.57)
ln(durée)	9.58(4.18)	10.02(3.54)	11.31(0.17)	9.75(3.96)
ln(dépenses)	4.75(7.36)	11.72(8.95)	17.05(9.55)	6.71(8.52)
ln(taillecoup)	5.80(2.62)	7.62(2.77)	9.71(0.59)	6.35(2.78)
ln(pertes)	14.05(9.61)	13.56(12.49)	0.57(11.79)	13.29(10.62)
ln(cvariables)	1.38(0.95)	1.81(1.19)	3.16(1.56)	1.55(1.10)
ln(capacity)	-2.96(6.97)	-5.96(9.52)	1.68(11.44)	-3.33(7.85)
security	1.37(8.17)	2.11(3.24)	4.73(6.42)	1.10(7.11)
security/employé	1.11(5.75)	6.01(1.39)	3.51(4.29)	8.55(5.01)
guaranty	1.10(4.91)	2.78(3.05)	6.16(7.82)	5.56(3.43)
guaranty/employé	1.10(4.91)	5.80(4.64)	5.54(7.19)	5.41(3.43)
Informel	1.47(4.62)	1.04(1.79)	9.67(2.16)	3.19(9.45)
Informel/employé	1.42(3.82)	2.67(4.57)	9.67(2.16)	1.60(3.91)
bank	1.60(6.20)	1.86(3.91)	1.74(3.90)	5.72(2.07)
bank/employé	1.53(7.26)	4.40(8.37)	1.74(3.90)	2.11(7.40)

Ce tableau rapporte les statistiques des moyennes et des écarts-types de chaque variable d'intérêt influençant la performance. Les variables sont dans la 1<sup>ère</sup> colonne de gauche et les totaux pour l'ensemble des firmes dans la dernière colonne. Les statistiques sont dans les colonnes du milieu et sont rapportées par taille des firmes. Rappelons que selon Enterprise Survey, il y a dans nos données de petites firmes (5 à 19 employés), de moyennes firmes (20 à 99 employés) et de grandes firmes (100 employés et plus). Certaines variables sont représentées en logarithmes afin de pouvoir les étudier en termes de variation de pourcentage. Une fois linéarises, certaines de ces variables donnent des valeurs négative. Pour comprendre les étiquettes des variables, référez-vous à la Section intitulée Modèles et Hypothèses.

### 3.41. Tableau I : Statistique descriptive.

Dans le tableau I, nous cherchons la présence d'une valeur importante en valeur absolue d'une variable explicative de la performance.

Les moyennes ( $mean=140.4$  fois et  $sd=101.6$  fois) et les grandes firmes ( $mean=134.4$  fois et  $sd=46$  fois) expérimentent une forte fréquence de coupures. Cependant, seules les grandes firmes connaissent une faible *qualité de l'infrastructure électrique* ( $mean=9.71$  fois et  $sd=0.59$ ). La portion des dépenses en électricité associée à l'usage de générateurs augmente par taille de firmes. La durée des coupures augmente pareillement. Puisque ce ne sont que les grandes firmes qui connaissent plus de pannes, il s'ensuit qu'à une taille donnée le délestage déstabilise les firmes. D'où dans nos régressions, nous chercherons un nombre d'employés à partir duquel les pannes sont coercitives. Cette forte fréquence oblige ces entreprises à se tourner vers l'usage de générateurs : soit en les louant, soit en les partageant<sup>129</sup> ou encore de les acheter. D'où dans le tableau I, il y a un effet conséquent des coûts variables issus de cet usage ( $mean=3.16$  et  $sd=1.56$ ) et un effet du prêt informel ( $mean=9.67$  et  $sd=2.16$ ) sur ces firmes. Ces deux résultats concordent avec les conclusions de Moll (2013) et Banerjee et Moll (2009). Les firmes empruntent hors banques ou désinvestissent pour acquérir les générateurs. D'ailleurs, il y a un effet de la capacité de production ( $mean=-5.96$  et  $sd=9.52$ ) sur les moyennes compagnies à cause du désinvestissement progressif. Néanmoins, seules les firmes concernées par ce besoin de financement ressentent l'effet du prêt informel (Caselli et Feyrer, 2007). Dans nos régressions, nous chercherons la catégorie de firmes incapables de se financer formellement malgré le poids des coûts variables. D'autres variables de nature financière corroborent la difficulté du financement formel. La garantie sur emprunt<sup>130</sup> par employé ( $mean=5.80$  et  $sd=4.64$ ) et le prêt bancaire ( $mean=4.40$  et  $sd=8.37$ ) n'affectent que les moyennes firmes<sup>131</sup>. Pour les autres variables, les ventes sont importantes chez les moyennes firmes ( $mean=5.76$ ) tout comme

---

<sup>129</sup> L'effet du délestage chez ces grandes firmes rejoint les observations de la littérature Surtout Alby *et al.* (2013), Schure *et al.* (2015) et, Jovanovic et Rousseau (2007). Ces auteurs préconisent que les firmes n'ont pas de choix que de s'équiper en générateurs. Du reste, selon le questionnaire de WBES, une firme peut déclarer qu'elle partage un générateur électrique avec une autre. Nous ignorons si ce partage est lucratif ou non. Toutefois, nous pensons que des firmes peuvent se partager une génératrice en se partageant les coûts y associés (carburant, entretien, amortissement, etc.).

<sup>130</sup> Voici comment se définit cette garantie selon la question d'Enterprise Survey. Il s'agit de la probabilité que l'on soit demandé de fournir un dépôt de garantie à la demande d'un crédit.

<sup>131</sup> Toutes les entreprises ne ressentent pas en agrégé de contrainte à l'emprunt. Il est possible que cette variable disponible dans nos données ne procure pas une bonne inférence pour l'ensemble de la population des firmes. Nous pouvons penser que dans un échantillon où cette variable serait absente, son effet sur la performance des firmes burundaises ne changerait pas. Caselli et Feyrer (2007) ayant prévenu que la garantie sur emprunt n'est pas toujours problématique en agrégé, il revient à dire qu'elle peut ne pas contraindre toutes les firmes d'une population.

la sécurité par employé ( $mean=6.01$ ). Cette dernière variable se définit ainsi. La conclusion de ces observations est donnée par Ndikumana (2003). Un système financier structuré (en Afrique) reste à désirer, lorsque les grandes sources de financement ne sont pas majoritairement bancaires.

L'effet du log des pertes ( $mean= 14.05$  et  $sd=9.61$ ) chez les petites firmes confirme les propos d'Allcott *et al.* (2014). Les pertes sont aussi importantes que l'est la fréquence des coupures par employé sur ces firmes ( $mean=11.82$  et  $sd=8.73$ ). Puisque les pertes dues au délestage et les coûts variables y associés augmentent avec la fréquence des pannes, alors la performance diminue avec cette dernière. Nous avons donc une idée sur la courbure la densité de performance.

Nous venons de voir que le comportement des firmes peut dépendre de leur taille. Nous avons constaté que l'allure, la courbure et le comportement moyen peuvent dépendre de l'existence d'un bris dans la densité. Dans la section suivante, examinons les résultats des régressions et des tests notamment le test d'égalité et le test de discontinuité.

## SECTION 4 : RÉSULTATS

Dans cette section, nous faisons essentiellement une analyse statistique et des tests d'hypothèses de toutes les variables d'intérêt retenues de la littérature. Le but recherché est d'explorer nos variables afin de valider que nos résultats seraient valides si l'échantillon changeait. La Section 4.1., nous testons la discontinuité des indicateurs de performance. Puis, nous confirmons l'existence de cette discontinuité grâce à l'analyse graphique. Dans la Section 4.2., nous avons effectué le test d'égalité des moyennes des variables d'intérêt. Dans les Sections 4.3. et 4.4., nous avons les résultats des régressions. La Section 4.5. consiste en une étude de la robustesse. Le tableau I a décrit les statistiques descriptives de nos variables d'intérêt. Le tableau II va rapporter leur discontinuité. Le tableau III montre une mesure d'égalité entre différentes catégories de firmes. Dans les tableaux IV et V, nous allons présenter les résultats des régressions entre la performance et nos variables de contrôle.

### 4.1. ANALYSE DE LA DISCONTINUITÉ

Dans cette section, nous confirmons si le délestage affecte différemment les firmes selon leurs tailles. En d'autres termes, nous examinons l'existence du bris dans la densité. S'il y a un bris dans la densité, alors l'impact du délestage est plus contraignant pour les petites firmes que pour les grandes firmes. Comme chez Goyette (2014), nous allons d'abord analyser graphiquement cet

impact. Nous retrouvons dans les Figures 3 et 4 des graphiques de nuages de points obtenus par la méthode LOWESS<sup>132</sup>. Nous cherchons dans ces graphiques une continuité de la densité de performance sauf dans l'intervalle où le délestage frappe plus les petites firmes que les grandes. Les nuages de points donnent un aperçu de la dispersion des points. Nous testerons ensuite l'existence du bris dans la densité observé par le test de discontinuité selon McCrary (2008). En cas de discontinuité, il y a un changement notable de la performance des firmes selon leur taille et/ou la fréquence des pannes. La prochaine section sera consacrée à l'analyse graphique. Puis, viennent les sections respectivement sur les hypothèses, les résultats du test de discontinuité et la conclusion de toute cette section.

#### *4.1.1. Analyse graphique.*

Dans les figures suivantes, les parties de dessus correspondent respectivement aux variations des indicateurs de performance par rapport au nombre de pannes et d'employés. Puis, viennent les graphiques rapportant la relation entre ces indicateurs et la qualité de l'infrastructure électrique.

Dans la Figure 3, nous voyons que plus il y a de pannes, plus il y a de pertes de chiffres d'affaires à la suite de ces pannes. Nous constatons qu'un délestage annuel comptabilisant 100 pannes (avec  $\ln(100)=4.6$ ), les firmes rapportent une pertes de plus de 1 milliard de BIF (avec  $\ln(1G)=20.72$ ). Lorsque la REGIDESO effectue en moyenne 54 pannes annuelles, les firmes enregistrent des pertes de ventes qui ne cessent de croître. Comme nous l'avions expliqué, ces pertes de chiffre d'affaires comprennent à la fois les pertes des produits finis non écoulés à cause du délestage et des pertes d'opportunités de ventes issues du manque de livraison des commandes. Nous pouvons observer que dans la Figure 3 toujours, ce sont surtout des entreprises de 35 employés et moins (avec  $\ln(35)=3.5$ ) qui connaissent ces pertes. Il est évident que les PME sont davantage plus touchées que les grandes firmes. Cependant, il faut préciser que le maximum de pertes est aussi rapporté par les grandes firmes à petite échelle. La dernière partie de la Figure 3 démontre que les firmes burundaises ressentent très tôt l'impact du délestage. En effet, avec 100 pannes annuelles et 10 employés (soit  $1000=100 \times 10$  donc  $\ln(1000)=6.9$ ), les pertes dues au délestage sont déjà très importantes (soit 1 milliard de BIF).

---

<sup>132</sup> Dans Goyette (2014), il s'agissait de graphiques obtenus grâce à la méthode LOWESS de Cleveland (1979). Cette méthode permet de montrer un nuage de points qui met en évidence une relation non-linéaire. Pour ce faire, la méthode permet de définir une fenêtre de variation de valeurs de la variable X potentiellement discontinue. Ensuite, l'on lance une régression locale polynomiale. C'est aussi une régression robuste localement pondérée et non-paramétrique. McCrary(2008) utilise cette méthode en la redéfinissant en deux étapes : une fois les histogrammes définis, il faut lancer une régression locale.

Dans la Figure 4, nous voyons que les firmes ayant connu plus de 200 pannes annuelles indiquent des coûts variables additionnels d'exploitation moins importants (avec  $\ln(148.41)=5$ ). Les firmes de 6 employés (avec  $\ln(6)=1.8$ ) rapportent qu'elles vont déboursier des coûts variables additionnels d'exploitation à la suite du délestage. Il est intéressant de remarquer que les pentes des graphiques des coûts variables sont moins abruptes que celles des pertes de la Figure 3. Nous en concluons que les coûts variables additionnels ne sont pas annuellement très pesants pour les firmes. Cependant, la dernière partie de la Figure 4 nous montre que lorsqu'on l'on prend en compte à la fois la taille et les pannes, la pente des coûts variables est plus abrupte. De plus, nous voyons qu'avec 200 pannes annuelles et 3 employés environ (soit  $181.72 \text{ pannes} \times 2.72 \text{ employés} = 403$  pour  $\ln(403)=6$ ), nous avons une croissance du volume moyen des coûts variables.

De ce qui précède, nous pouvons dire que les pertes de chiffre d'affaires à la suite du délestage sont responsables du comportement des PME par rapport aux grandes firmes. Ces pertes devraient justifier le recours aux générateurs. Nous pensons que l'absence d'une pente aussi abrupte de cette variable provient du fait que des entreprises ont précisé dans le questionnaire d'enquête de WBES qu'elles se partageaient des générateurs. Il est donc vital pour les firmes d'avoir accès à ces machines pour continuer à performer. Les firmes ne semblent pas s'en doter sur base de leur taille. Elles observent surtout le nombre de pannes pour s'en procurer. Par ces figures, nous retenons que la qualité de l'infrastructure électrique démontre qu'il est crucial pour une économie en développement d'avoir des infrastructures électriques publiques fiables.

Figure 3: Graphiques LOWESS: Pertes de chiffre d'affaires associées au délestage

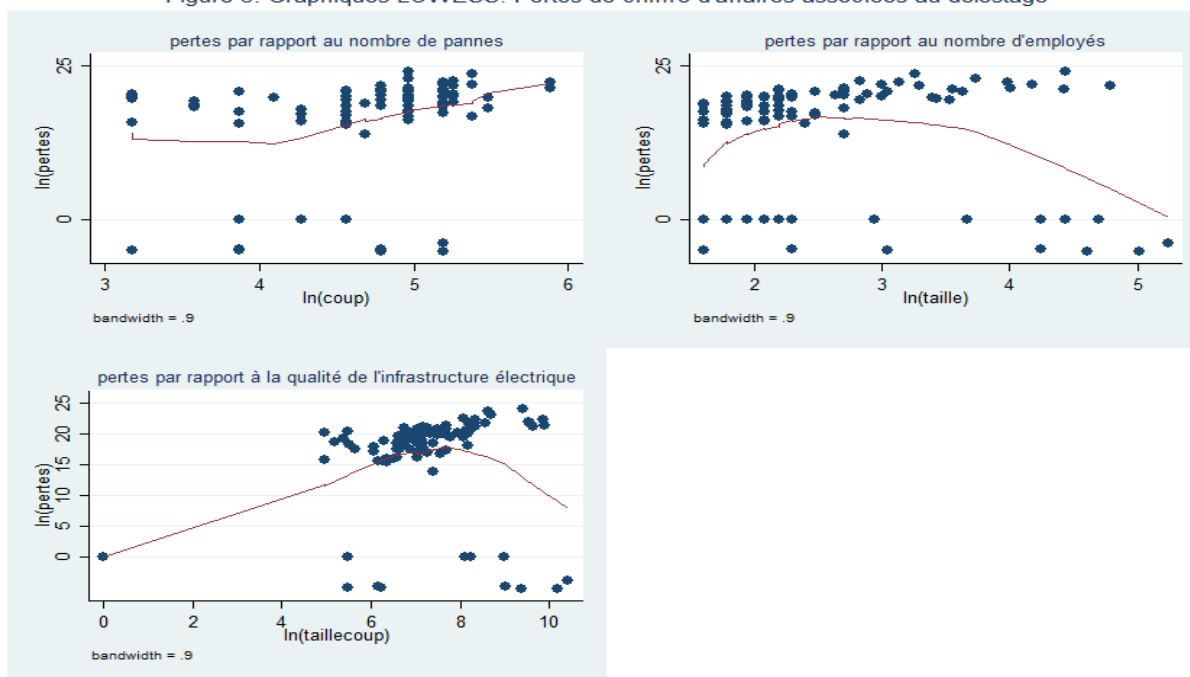
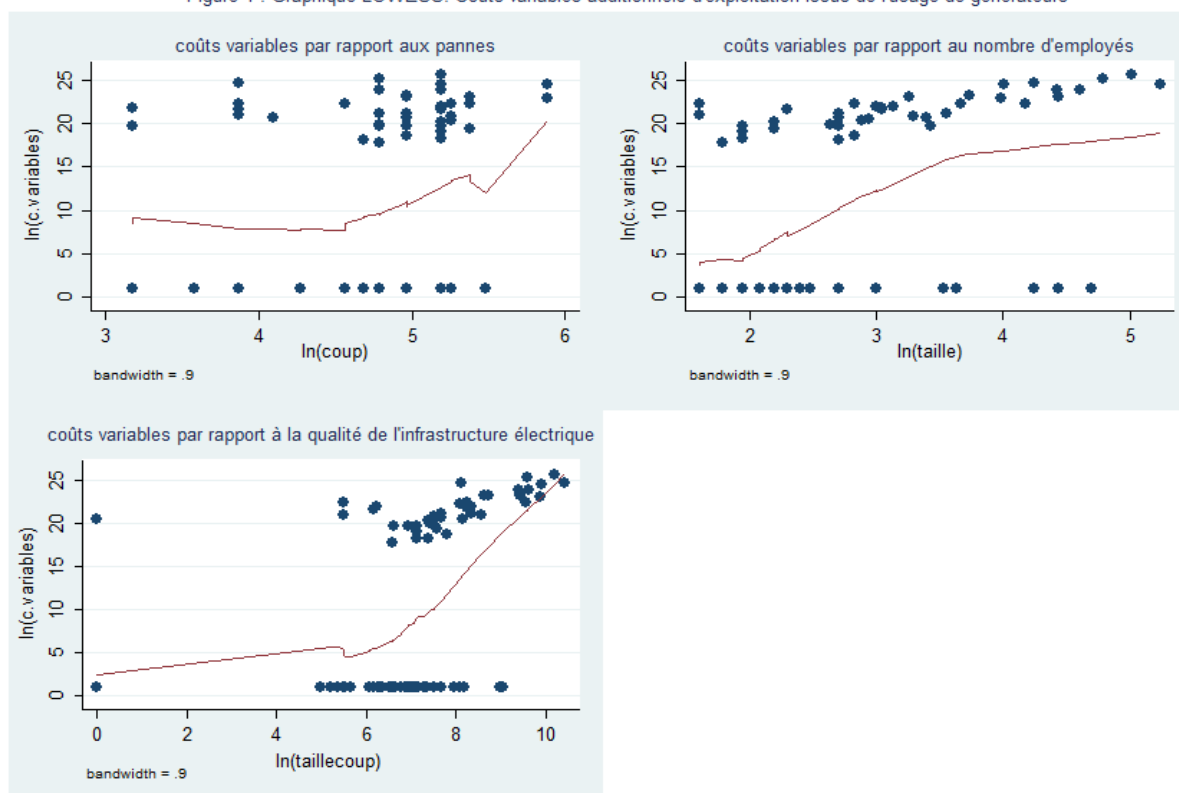


Figure 4 : Graphique LOWESS: Coûts variables additionnels d'exploitation issus de l'usage de générateurs



Dans la prochaine section, nous allons poser les hypothèses requises afin de tester s'il y a une discontinuité de la densité de performance.

#### 4.1.2. Hypothèses

Dans cette section, nous posons les hypothèses du test de discontinuité. Nous commençons par rappeler en quoi cette étape est utile pour notre recherche. Nous discutons sur l'implication du bris dans la densité de performance pour la firme.

D'après McCrary (2008), un test de discontinuité est particulièrement utile pour « les analyses où des caractéristiques prédéterminées ne sont pas pertinentes pour le sujet de fond étudié »<sup>133</sup>. Or, le délestage ne devrait pas être un « déterminant » de performance industrielle. Idéalement, une firme paie sa facture d'électricité et fixe ses cibles de performance, sans redouter des coupures. Malheureusement, les firmes burundaises subissent le délestage. De ce fait, elles n'ont aucun contrôle dessus pour l'intégrer dans leur plan de performance.

Il y a bris dans la densité lorsqu'une firme ne peut plus grandir. À défaut de ne plus embaucher de nouveaux employés pour réduire ces charges (pertes et coûts), la firme conserve sa taille. D'où les hypothèses (jointes) du test de discontinuité suivantes :  $H_0: D^s - D^l = 0$  et  $H_1: D^s - D^l < 0$ .

Dans le tableau II, nous cherchons un nombre d'employés où les charges d'exploitation sont plus importantes pour les petites firmes que pour les grandes. Lorsque les hypothèses alternatives sont vérifiées et sont négatives, alors, il n'y a pas de bris dans la densité. Si elles (l'une ou toutes) sont positives, il y a un bris. Dans la prochaine section, nous présentons le tableau II.

#### 4.1.3. Tableau II : Test de discontinuité

Dans cette section, nous évoquerons les parties du tableau II d'abord. Nous expliquons ensuite le signe de nos résultats avant de les interpréter.

Voici comment nous avons construit les différentes colonnes du tableau II. Nous avons défini la colonne « bris dans la densité » grâce à une grille de points équidistants (*bin*) et une fenêtre normalisée (*bandwidth*). Les points sont équidistants à un (1) employé près (*bin*) sans excéder 30 employés (*bandwidth*). Ces points « bris dans la densité » correspondent à des coefficients (ou intercepts) de chaque variable (**coup**, **pertes** ou **lcvariable**)<sup>134</sup>. Signalons que nous n'avons pas rapporté dans le tableau II les résultats de la *qualité de l'infrastructure électrique*. En effet, nous

---

<sup>133</sup> Notre traduction. Voir McCrary(2008), p.16 :

« The density test may be particularly important for applications where pre-determined characteristics are not available or are not relevant to the substantive topic studied. »

<sup>134</sup> Les valeurs bris dans la densité rapportées dans le tableau II sont fixées sur base des rangs des valeurs courantes. Nous avons ainsi rapporté les résultats au bris dans la densité respectif de 23 employés pour **lpertes**.

n'avons pas trouvé de bris dans la densité de cette variable avec le test de McCrary (2008)<sup>135</sup>. Nous avons cherché l'écart de performance entre les petites et grandes firmes par rapport à chaque point « bris dans la densité ». Il s'agit de différences logarithmiques en hauteur (ou en intercepts)<sup>136</sup> des histogrammes en chaque point « bris dans la densité ». C'est ainsi que nous avons construit la colonne des différences en log des intercepts. Elle est suivie par la colonne de leurs erreurs-types et celle de la statistique-t (du test de Student unilatéral). Cette dernière colonne est obtenue grâce à la formule usuelle<sup>137</sup> de cette statistique, soit le quotient entre les différences en intercepts et les écarts-types. Une différence en intercepts importante aura une erreur-type plus grande et démontrera l'existence de bris. Au sujet de l'interprétation des signes des différences en intercepts, voici ce qu'il faut savoir. Une différence négative signifie que les petites firmes ressentent plus les effets du délestage sur la performance que les grandes firmes.

Dans la colonne des différences en intercepts du tableau II, nous avons un changement de signes intéressant pour le log des pertes et les coûts variables. Ces résultats suggéreraient que dès le début de leurs activités, les firmes ressentent l'effet du délestage sur leur performance. Le besoin d'adaptation aux pannes est presque immédiat. Les firmes qui grandissent finissent par s'équiper en générateurs, afin d'éviter les temps d'arrêt d'activités. Ainsi, il existe un volume de pertes-et-coûts qui pousse les firmes à avoir des générateurs à défaut de quoi elles (les firmes) demeurent petites. Cette situation se produit lorsque le signe change de nouveau après être devenu négatif. Nous pouvons voir que la fréquence des coupures suggère un changement de signes dès le 22<sup>ème</sup> et le 23<sup>ème</sup> employé. Le log des coûts variables présente aussi un changement de signes à 21 employés. Le log des pertes dues aux coupures démontre un changement à partir de 22 employés.

Le tableau II procure les observations importantes suivantes sur l'allure et la continuité de la courbe de performance. Nous voyons qu'autour de 22 employés, il y aurait un bris dans la densité. Étant donné la plus grande différence en intercepts observée en ce point, les trois variables aboutissent à cette conclusion. Nos variables du tableau II proposent des médianes et modes suivants. Nous avons

---

<sup>135</sup> Nous avons utilisé STATA comme logiciel d'analyse statistique. Lorsque nous lançons le test de discontinuité de McCrary(2008), nous avons un message d'erreur (r(3498)) et un message d'avertissement expliquant l'erreur. D'après notre traduction, ce message disait que le test ne rapportait rien puisque le bris doit se situer strictement dans la plage de la variable courante : *“Breakpoint must lie strictly within range of running variable”*.

<sup>136</sup> . Il s'agit des estimateurs de discontinuité *fhat* du test DCdensity fait dans STATA. Dans la troisième colonne, nous rapportons les erreurs-types correspondant à *se\_fhat* du test DCdensity. La dernière colonne est celle de la statistique- $t = fhat/se\_fhat$ . C'est le quotient de la deuxième par de la troisième colonne.

<sup>137</sup> Voir la formule pour le test unilatéral dans Anderson et al., (2015), p.500, p.556 et p.751. La même logique s'applique pour le test bilatéral.



des médianes respectives pour les coupures et le log des pertes de 8.39 fois et 19.23. La médiane des pannes par employé rappelle l'écart-type trouvé dans le tableau I de 8.57 fois chez les petites firmes. C'est une valeur relativement proche de la moyenne trouvée dans le tableau I de 9.81 pannes. Tout comme, la médiane du log des pertes vient après la moyenne issue du tableau I de 13.29. Elle est encore plus proche de la moyenne des petites firmes de 14.09.

Pour finir, examinons les statistiques-t et les différences en intercepts. Selon les valeurs critiques, presque toutes les statistiques-t sont significatives<sup>138</sup> à 1%, 5% et 10%. Parmi elles, la plus grande statistique en valeur absolue est à 22 employés pour le nombre de pannes ( $t_{\text{stat}}=-3.48$ ). Nous avons aussi une statistique importante toujours en valeur absolue à 21 employés pour le log des pertes ( $t_{\text{stat}}=-5.26$ ) et à 24 employés pour les coûts variables ( $t_{\text{stat}}=-4.48$ ). Ces résultats suggèrent une discontinuité entre 21 et 24 employés<sup>139</sup>. C'est encore une fois le niveau de croissance où les firmes s'équipent en générateurs pour continuer à être rentables.

Dans la prochaine section, nous allons conclure avec les faits saillants notés dans l'analyse graphique et dans les résultats du test de discontinuité.

---

<sup>138</sup> Une statistique est significative si elle est supérieure à la valeur critique. Voir les valeurs critiques dans la note explicative du tableau II.

<sup>139</sup> Notons que nous n'avons pas de valeurs à 24 employés pour **lpertes** puisque nous sommes en dehors du rang de cette variable.

**Tableau II : test de discontinuité : comparaison des bris dans la densités de performance**

Nombre de coupures électriques				Pertes dues aux coupures				Coûts variables			
Bris dans la densité	Différence en intercepts	Erreur-type	t <sub>stat</sub>	Bris dans la densité	Différence en intercepts	Erreur-type	t <sub>stat</sub>	Bris dans la densité	Différence en intercepts	Erreur-type	t <sub>stat</sub>
10	0.11	0.31	0.35	10	3.45	1.04	3.31***	10	-0.77	0.26	-2.96***
15	-0.42	0.28	-1.50***	15	3.44	0.81	4.25***	15	0.12	0.25	0.48
16	-0.25	0.28	-0.89	16	1.91	0.39	4.90***	16	0.08	0.25	0.32
17	-0.59	0.29	-2.03***	17	1.32	0.31	4.26***	17	0.91	0.30	3.03***
18	-0.58	0.29	-2.00***	18	0.36	0.27	1.33***	18	0.86	0.29	2.96***
19	-0.85	0.29	-2.93***	19	-0.32	0.27	-1.19	19	0.64	0.27	2.37***
20	-0.84	0.31	-2.71***	20	-1.25	0.31	-4.03***	20	0.12	0.26	0.46
21	-1.18	0.34	-3.47***	21	-2.63	0.50	-5.26***	21	-0.60	0.28	-2.14***
22	-1.22	0.35	-3.48***	22	-4.05	0.97	-4.17***	22	-0.65	0.31	-2.09***
23	-1.26	0.37	-3.41***	23	-3.54	0.69	-5.13***	23	-1.21	0.34	-3.55***
24	-1.06	0.39	-2.72***					24	-2.02	0.45	-4.48***

Ce tableau est divisé en deux grandes parties. La première rapporte les résultats du test de discontinuité pour la variable explicative **coup** (le nombre de coupures électriques). La seconde rapporte les résultats du même test pour les variables expliquées (ln(perces) ou **lpertes** et ln(coûts variables) ou **lvariables**). La significativité suit la règle traditionnelle de 5% (\*\*), 10% (\*) et 1%\*\*\*). Nous testons de l'hypothèse issue de la revue de la littérature que face au délestage, les firmes burundaises demeurent petites. Donc, si les petites firmes endurent moins le poids financier des coupures, notre différence est ainsi établie :  $D_{small} - D_{larger} < 0$ . Il y a bris dans la densité si  $D_{small} > D_{larger}$ . D'où, plutôt que de rapporter la statistique du test de discontinuité par catégorie de la taille des firmes (petites ou grandes firmes), nous avons rapporté la différence. Nous parlerons de bris dans la densité donc lorsqu'il y a une différence négative et importante (en valeurs absolues). Les valeurs critiques selon un degré de liberté (n-1) sont : 1.66, 2.36 et 1.29 respectivement pour 5%, 1% et 10%. Les valeurs bris dans la densités rapportées dans le tableau II sont fixées sur base des rangs des valeurs courantes. Nous avons ainsi rapporté les résultats au bris dans la densité respectif de 23 employés pour **lpertes**.

#### 4.1.4. Conclusion

Dans cette section, nous avons découvert un bris dans la densité potentiel de performance mesurée par les coûts variables entre 18 et 25 employés. À 18 employés, le tableau II suggérait un bris dans la densité de performance tel que rapporté par les coûts variables. La différence en intercept et l'erreur-type y sont importantes avec un changement de signes adapté en cas de bris dans la densité. À 21 employés, c'est la statistique-t qui est importante pour un bris dans la densité selon les pertes. Les autres valeurs sont importantes en valeur absolue à 22 puis à 25 employés. Le bris dans la densité de performance causé par le délestage est certainement à 22 employés car la statistique-t est importante à ce niveau pour la fréquence des pannes. D'ailleurs, à partir de 23 employés, les différences en intercepts et les erreurs-types sont en moyenne stables. Cette observation rejoint les conclusions de l'analyse graphique qui suggérait un bris dans la densité de performance selon les pertes. Cette analyse évoquait un bris dans la densité visible pour une performance selon les pertes, pour toute firme de 35 employés et moins. Par ce test de discontinuité, nous avons confirmé une autre conclusion de l'analyse graphique. Les firmes cherchent très tôt et très vite à s'équiper en générateurs. Les Figures 3 et 4 parlaient d'acquisition de ces machines à partir de 6 employés. Nous pouvons répondre à notre interrogation en disant que les petites firmes

sont plus touchées par le délestage que les grandes. Dans la section suivante, nous allons confirmer l'existence de ce bris dans la densité par le test d'égalité des moyennes des groupes de firmes.

## 4.2. ANALYSE DE L'ÉGALITÉ DES MOYENNES

Dans la section précédente, nous venons d'examiner l'existence d'un bris dans la densité de performance à 22 employés, causé par le délestage. Dans cette section, nous voulons déterminer précisément la position du bris dans la densité au sein de la taille des firmes. L'analyse du tableau II a abouti en l'observation d'un bris dans la densité de performance entre 18 et 22 employés. Ainsi, la position du bris dans la densité véritable est inconnue. Selon notre méthodologie, la solution est un lissage des moyennes des  $X_j$  (régresseurs) sur  $Y_j$  (variable réponse). Tel que fait dans Goyette (2014) et à partir de nos modèles, nous effectuons une régression en *dummies* selon la taille des firmes. Puis, nous testons l'égalité des moyennes. Dans la prochaine sous-section, nous déterminons les équations à utiliser et posons les hypothèses du test. La sous-section d'après présentera les résultats du test d'égalité des moyennes dans le tableau III. Nous terminons par une conclusion.

### 4.2.1. Hypothèses

Dans cette section, nous rappelons l'importance du test d'égalité. Nous discutons du choix des équations utilisées pour les régresseurs retenus pour le test d'égalité. Par après, nous posons les hypothèses.

En cas de discontinuité, il est recommandé de faire un test d'égalité des coefficients<sup>140</sup>. Il s'agit du test de Student d'égalité de deux échantillons (ou *t-test* en anglais). Il sert à examiner les moyennes et les écarts-types avant et après le bris dans la densité. Il est entendu que la comparaison des coefficients suppose que le bris dans la densité crée deux différentes équations. L'étude de l'égalité des coefficients est beaucoup plus recommandée dans notre cas étant donné que les valeurs prédites changent. Nous avons rajouté la statistique F par le test de Wald afin d'analyser les écarts-types. Le *t-test* est un test bidirectionnel de l'égalité entre les coefficients des variables catégorielles. Le test de Student d'égalité de deux échantillons (*t-test*) et test de Wald vérifient les hypothèses suivantes :

Test d'égalité de Wald	Test d'égalité de Student
$H_0: \gamma_1 = \gamma_2$ $H_1: \gamma_1 < \gamma_2$	$H_0: \gamma_2 - \gamma_1 = 0 \leftrightarrow \gamma^{différence} = 0$ $H_1: \gamma^{différence} \neq 0$

<sup>140</sup> Par exemple, Goyette (2014) a effectué ce test après avoir conclu la présence de discontinuité dans la densité de la taille des firmes.

Contrairement au test de Wald avec le sens d'une inégalité déjà établi, le *t-test* nous propose les deux inégalités possibles. Ceci est dû à sa propriété de test bilatéral. Ainsi, effectuer ce test pour l'une de ces inégalités nous permet de conclure sur la significativité de l'autre. Comme pour le test de discontinuité<sup>141</sup>, une différence négative implique que la performance des petites firmes est plus affectée par le délestage que celle des grandes firmes. Une différence positive amène la firme à ne plus croître du tout. Nous sommes intéressés par une grande différence en valeur absolue. Nous testons sous l'hypothèse nulle que les petites firmes sont plus affectées par le délestage que les grandes. Si nous échouons de rejeter  $H_0$ , alors, les moyennes par groupe de firmes ne se reflètent pas dans la population.

#### 4.2.2. *Tableau III : t-test*

Dans les paragraphes qui suivent, nous commentons les résultats du tableau III. Dans ce tableau, nous avons rapporté des différences de coefficients du modèle (4). Les régressions ont été lancées pour chaque indicateur de performance. Dans ce tableau, nous présentons les résultats du *t-test* pour la variable dépendante **lpertes**. Dans la première colonne se trouve le niveau de bris dans la densité calculé en nombre d'employés. Cette colonne est suivie par la colonne de la différence des coefficients entre groupes de firmes (petites ou grandes) et celle des statistiques F. La dernière colonne concerne le résultat du *t-test* de la différence entre ces groupes de firmes. Dans les parenthèses se trouvent les valeurs-p.

Nous avons des statistiques de *t-test* significatives à 1% et à 5%<sup>142</sup>. D'après le résultat des *t-test*, les petites firmes connaissent un nombre de pannes électriques plus important que les grandes firmes. Nous rejetons  $H_0$  et conclu qu'il y a un bris dans la densité. Ainsi, le délestage est une distorsion de la performance dans la population des firmes.

---

<sup>141</sup> Voir sous le titre « Hypothèses » associé au test de discontinuité.

<sup>142</sup> Significativité à tous les bris dans la densités : 5%, 10% et 1%.

**Tableau III : Test d'égalité : différence de moyennes**Pour  $y_i = \ln(\text{pertes})$  :

bris dans la densité	Différence : petites contre grandes firmes	F-stat	t-test
14	-0,53	3,81(0,02)**	0,45(0,65)
15	-0,31	3,64(0,03)**	2,01(0,04)**
16	-0,31	3,64(0,03)**	2,01(0,04)**
17	-0,3	3,62(0,03)**	2,54(0,01)**
18	-0,3	3,69(0,03)**	2,85(0,00)***
19	-0,3	3,69(0,03)**	2,85(0,00)***
20	0,03	3,53(0,03)**	3,45(0,00)***
21	0,22	3,47(0,03)**	3,81(0,00)***
22	0,22	3,47(0,03)**	3,81(0,00)***
23	0,52	3,44(0,03)**	4,13(0,00)***

Le tableau III rapporte les tests d'égalité des moyennes entre groupes de firmes selon les hypothèses suivantes :  $H_0: \mu_{\gamma_{\text{grandes firmes}}} = \mu_{\gamma_{\text{petites firmes}}}$  et  $H_a: \mu_{\gamma_{\text{grandes firmes}}} < \mu_{\gamma_{\text{petites firmes}}}$ . Ainsi, la colonne du t-test rapporte le résultat de ce test pour la différence entre ces groupes de firmes :  $\mu^{\text{différence}} = \mu_{\gamma_{\text{petites firmes}}} - \mu_{\gamma_{\text{grandes firmes}}} = 0$ . La significativité est conclue selon la règle suivante : 5%(\*), 10%(\*) et 1%(\*\*\*). Les valeurs critiques du t-test sont 1.6, 1.98 et 2.62 respectivement pour 10%, 5% et 1% et pour (N-1) degrés de liberté. La valeur critique du test de Wald est de 3.84, 6.64 et 10.83 pour la statistique-F suivant une loi Chi-carré à k degrés de liberté pour les intervalles respectives de 5%, 10% et 1%. Ainsi, nous avons d'autres valeurs critiques à (N-k) degrés à 5%, 10% et 1% suivantes : 124.34, 135.81 et 149.48. Les statistiques sont significatives lorsqu'elles sont supérieures aux valeurs critiques. Le t-test suit une loi de Student tandis que la statistique F du test de Wald suit une loi du chi-deux à un degré de liberté.

La significativité des statistiques-F du test de Wald à 5% le témoigne. En effet, la différence de moyennes qui était négative avant ce niveau devient positive. Cela implique qu'en valeur absolue le nombre de coupures affectant la performance des petites firmes devient encore plus importantes par rapport aux grandes firmes. Nous observons la plus grande et significative statistique-F à 18 employés. Les firmes remarquent l'importance du délestage sur leur performance à 15 employés. À ce moment, le délestage touche surtout les grandes firmes. Celles-ci enregistrent beaucoup de pertes. Les firmes pallient cet impact du délestage sur la performance avec l'embauche afin d'exploiter les temps d'alimentation électrique ordinaire. Au-delà du changement de signes observé à 20 employés, la différence de moyennes augmente à 21 employés. Par la suite, la différence de moyennes ne fait que régresser. Dans la suite des paragraphes, nous concluons.

#### 4.2.3. Conclusion

Dans cette section, nous évoquons les aspects importants à retenir sur le tableau III. Nous avons vu que le tableau II attestent que le délestage affecte différemment la performance des firmes selon leur taille. Autant graphiquement que statistiquement, nous avons conclu qu'il existe un bris dans la densité de performance. Les résultats du tableau III démontrent que le délestage affecte la

performance lorsqu'elle se mesure par le log des pertes. Elle peut augmenter rapidement sa taille à partir de 1 employés. Il apparaît le bris dans la densité de performance à 20-21 employés, à cause du changement de signe. Le signe des statistiques des t-test positif suggère que les petites firmes sont beaucoup plus affectées que les grandes firmes.

Dans la section suivante, nous regarderons les résultats des régressions (2) et (4).

### 4.3. ANALYSE DES RÉSULTATS DES RÉGRESSIONS

Nous venons de confirmer que le délestage crée une distorsion de la densité de performance des firmes. Dans cette section, nous cherchons à comprendre les « déterminants » du délestage. Les firmes sont davantage victimes de pannes électriques à cause de ces déterminants.

Tel que dans Goyette (2014), nous utilisons l'équation (4) et les MCO pour obtenir les résultats de cette analyse rapportés dans le tableau IV. Les déterminants de la *qualité de l'infrastructure électrique* sont les suivantes : **durée** (en nombre d'heures quotidiennes), **dépenses**, **pertes**, **cvariable**, **security**, **informel**, **guaranty**, et **capacity**.

Dans la prochaine section, nous introduisons le contexte dans lequel le tableau IV est fait. La section d'après est un commentaire des résultats de ce tableau.

#### 4.3.1. Introduction

Dans cette section, nous justifions le choix du modèle estimé. Nous examinons aussi le  $R^2$  et analysons ses implications. Nous allons finalement commenter les résultats associés aux autres variables d'intérêt.

Grâce aux tests non paramétriques, nous savons que les résidus de nos régressions sont hétéroscédastiques. De plus, selon ces mêmes tests, les variables explicatives suivantes souffrent de multi-colinéarité : **lguaranty**, **linformel** et **security**. Malgré toutes ces faiblesses de nos estimations, nous avons démontré que nos modèles sont bien spécifiés, requièrent des *dummies* et ont une variance homogène. Une solution palliative à ce biais de sélection évident serait un estimateur des moindres carrés généralisés plutôt que celui de moindres carrés ordinaires<sup>143</sup>. Wooldridge *et al.* (2018) déconseille cette méthode parce qu'elle pose une hypothèse forte de connaître par le modèle théorique la variance des résidus. L'autre solution serait d'utiliser des effets fixes si nos données

---

<sup>143</sup> Voir au deuxième chapitre, le titre DONNÉES ET MÉTHODOLOGIE, page 40 et Heyer et al. (2004) sur la méthode des moments généralisés.

étaient des panels. Nous avons opté pour des régressions à variance robuste. C'est une autre alternative à l'hétéroscédasticité découverte. Il est possible que nous n'ayons pas résolu totalement ce problème avec cette méthode. Toutefois, nous avons vu que les  $R^2$ -ajustés trouvés demeurent inférieurs aux écarts-types des variables prédites. Nous estimons que pour les besoins de cette recherche, le biais de sélection est suffisamment réduit par cette solution.

Nous avons rapporté dans le tableau IV les estimations faites pour l'équation (4) par les MCO. Par les critères de sélection AIC et BIC, et le test d'Hausman, nous avons opté pour la régression (4). Autrement dit, pour chaque indicateur de performance, nous avons cherché un effet de la *qualité de l'infrastructure électrique*. Nous voyons en ANNEXES que les résultats sont globalement significatifs à tous les bris dans la densités.

Les régressions sont à variance robuste. Le  $R^2$ -ajusté est à un maximum de 0.94. Comparativement aux erreurs-types du tableau II (par exemple pour les pertes,  $\sigma=1.43$ ), le modèle est bien spécifié. Nous voulons toujours un  $R^2$ -ajusté le plus proche de 1 pour conclure qu'un modèle est bien spécifié. Nous avons besoin d'un  $R^2$ -ajusté inférieur à un écart-type (ou erreur-type) puisqu'aux MCO, nous avons les plus petites variances. Le coefficient de détermination ( $R^2$ ) ajusté est fort pour démontrer qu'il y a des variables importantes qui sont exclues du modèle (4). Nous rejoignons ainsi les critères de sélection. Puisque le coefficient de détermination est le carré d'un faible coefficient de corrélation, nous avons des  $R^2$ -ajustés plutôt forts. De ce fait, le modèle (4) peut plus expliquer 90% de la distribution des points de la *qualité de l'infrastructure électrique* et ses déterminants. La qualité de l'infrastructure électrique implique que des firmes évaluent l'impact du délestage sur base de l'importance de leur taille. D'autres firmes n'ont pas besoin de contrôler leur taille puisqu'elles utiliseront des générateurs afin de contrer les pannes.

Dans la suite de notre exposé, nous allons analyser les résultats du tableau IV.

#### 4.3.2. Tableau IV : Différences en coefficients.

Dans le tableau IV, nous voyons que quelques variables sont de véritables déterminants de la qualité de l'infrastructure électrique.

La performance qu'on attend face au délestage dépend de la taille des firmes. Mais le délestage lui-même ne dépend pas de la taille des firmes. Nous analyserons donc les déterminants du délestage lorsqu'il est corrélé avec la taille. Il revient à étudier les déterminants de la qualité de l'infrastructure électrique. Ces déterminants démontrent si les firmes, selon leur taille, peuvent faire face à l'impact

du délestage. Parmi tous les déterminants, les coefficients des pertes dues au délestage sont significatifs pour les petites firmes. Les statistiques-F le montrent aussi (voir les lignes de F-stat[(ln(pertes)) et F-stat[(ln(durée))]). Les coefficients des coûts variables issus de l'usage des générateurs sont significatifs à 5% et à 1 % pour les petites firmes à partir de 30 employés. Les statistiques-F le confirment. Nous avons une significativité de la durée des coupures électriques, peu importe la taille des firmes. Toutefois, les statistiques-F importantes indiquent que les pannes dureraient davantage pour les petites firmes que pour les grandes. La seule explication possible est la facilité d'accès aux générateurs pour les firmes de grande taille. À 40 employés, nous avons une significativité de la portion des dépenses électriques associées à l'usage de générateurs pour les petites firmes. Malheureusement, ce résultat ne concorde pas avec les statistiques-F qui ne sont pas significatifs.

La qualité de l'infrastructure électrique ne se détériore pas beaucoup malgré le délestage. La large majorité des firmes doit souffrir de l'impact du délestage et requiert ainsi des générateurs. La garantie sur emprunt et la sécurité de la machinerie des firmes ne sont pas significatives. La solution efficace de fonctionnement des manufactures en temps de délestage demeure l'usage de générateurs.

Nous avons inclus d'autres variables dans notre évaluation de déterminants de la *qualité de l'infrastructure électrique*. Citons par exemple, la capacité de production et l'emprunt informel des firmes. Comme ces variables sont non-significatives, nous n'avons pas jugé utile de les présenter. Toutefois, leur inclusion justifie l'importance des  $R^2$  ajustés que nous voyons dans le tableau IV.

#### 4.3.1. Conclusion

Dans cette section, nous résumons l'essentiel des implications du dernier tableau étudié. Le tableau IV montre des résultats des estimations entre la qualité de l'infrastructure électrique et ses déterminants. L'équation (4) utilisée est bien spécifiée et à variance robuste selon le  $R^2$ -ajusté. Parmi tous les déterminants, les pertes et la durée des pannes sont les plus révélatrices de l'effet du délestage. La *qualité de l'infrastructure électrique* affiche une relation positive et significative pour les petites firmes, avec le log des pertes et le log de la durée des pannes. Les statistiques-F significatives confirment cette relation.

Des mesures d'adaptation au délestage comme l'usage de générateurs sont incontournables pour les firmes qui ambitionnent de grandir et de performer. L'augmentation de la taille des firmes ne suffit pas pour contenir les pertes. Pareillement, le recours aux générateurs n'empêche pas l'importance du volume des pertes pour que les firmes s'accroissent. D'ailleurs, le tableau IV montre qu'une



hausse de 1% de la durée des pannes des petites firmes équivaut à une hausse de qualité de l'infrastructure électrique comprise entre 0.39% et 0.48%. Pour les grandes firmes, il s'agit d'une hausse de la qualité de l'infrastructure électrique comprise entre 0.61% et 0.71% pour une hausse de 1% de la durée des pannes. Cette situation prouve qu'il existe certainement des firmes qui arrêtent leurs activités durant les coupures. C'est un autre mécanisme d'adaptation au délestage. Le délestage est sous le contrôle de l'État et non celui des firmes. Ainsi, pour valider ce bris dans la densité, nous refaisons le t-test avec la durée des pannes. Les résultats de ce test sont rapportés dans le tableau V.

**Tableau IV : Différence en coefficients : Qualité de l'infrastructure électrique**

Bris dans la densité (en #employés)		15	20	25	30	35	40
Ln(pertes)	Petites firmes	0.11(0.00)***	0.10(0.00)***	0.08(0.00)***	0.09(0.00)***	0.08(0.00)***	0.07(0.00)***
	Grandes firmes	0.01(0.68)	0.02(0.49)	-0.10(0.70)	-0.01(0.63)	-0.003(0.90)	0.008(0.85)
Ln (coûts variables)	petites	0.18(0.02)**	0.85(0.22)	0.11(0.14)	0.13(0.04)**	0.16(0.03)**	0.27(0.01)**
	grandes	-0.05(0.69)	-0.09(0.53)	-0.08(0.64)	-0.08(0.78)	0.01(0.97)	0.21(0.59)
Ln (garantie sur emprunt)	petites	0.02(0.67)	0.02(0.67)	0.01(0.78)	-0.002(0.94)	0.02(0.54)	0.03(0.41)
	grandes	0.03(0.43)	0.06(0.21)	0.06(0.21)	0.04(0.65)	0.04(0.62)	0.08(0.32)
Ln (sécurité des firmes)	petites	0.01(0.55)	0.01(0.33)	0.01(0.22)	0.01(0.14)	0.01(0.44)	0.01(0.25)
	grandes	-0.01(0.69)	-0.04(0.20)	-0.04(0.27)	-0.02(0.71)	-0.02(0.97)	-0.01(0.83)
Ln(durée des pannes)	petites	0.39(0.00)***	0.43(0.00)***	0.45(0.00)***	0.43(0.00)***	0.45(0.00)***	0.48(0.00)***
	grandes	0.65(0.00)***	0.61(0.00)***	0.64(0.00)***	0.67(0.00)***	0.69(0.00)***	0.71(0.00)***
Ln (dépenses)	petites	-0.14(0.19)	-0.05(0.49)	-0.84(0.33)	-0.11(0.17)	-0.15(0.10)	-0.2(0.04)**
	grandes	0.11(0.48)	0.18(0.22)	0.19(0.28)	0.17(0.60)	0.04(0.89)	-0.19(0.65)
R <sup>2</sup> ajusté		0.93	0.93	0.94	0.94	0.94	0.94
F-stat[Ln(pertes)]		4.68(0.01)**	7.46(0.00)***	5.10(0.01)**	8.96(0.00)***	6.57(0.00)***	4.64(0.01)**
F-stat[Ln(c.var.)]		3.48(0.03)**	1.19(0.31)	1.33(0.27)	2.33(0.10)*	2.40(0.09)*	3.16(0.05)**
F-stat[Ln(garantie)]		0.39(0.67)*	0.91(0.41)	0.95(0.39)	0.16(0.86)	0.21(0.81)	0.58(0.56)
F-stat[Ln(sécurité)]		0.25(0.77)	1.31(0.27)	1.35(0.26)	1.16(0.31)	0.31(0.74)	0.69(0.51)
F-stat[Ln(durée)]		86.7(0.00)***	71.4(0.00)***	93.8(0.00)***	85.5(0.00)***	82.6(0.00)***	105.7(0.00)***
F-stat[Ln(dépenses)]		1.57(0.21)	1.30(0.27)	1.25(0.29)	1.10(0.34)	1.37(0.26)	2.31(0.11)

Le tableau IV rapporte les résultats des régressions et les R<sup>2</sup> respectifs. Il s'agit des statistique-t et leurs valeurs-p entre parenthèses. Nous n'avons pas rapporté les valeurs constantes. Dans ce tableau, nous retrouvons les résultats des régressions dans les premières lignes, les R<sup>2</sup>-ajustés vers le milieu et les statistiques-F dans les dernières lignes. La significativité de la valeur-p est conclue selon la règle suivante : 5% (\*\*), 10% (\*) et 1%(\*\*\*). Nous n'avons rapporté que les valeurs des variables *dummy*. Les autres variables sont en Annexes. Après les régressions, nous avons lancé un test de Wald d'égalité rapportés par la statistique-F selon les hypothèses suivantes : pour F-stat avec  $H_0: \ln(xi)_{\text{petites firmes}} = \ln(xi)_{\text{grandes firmes}}$ .

#### 4.4. ÉTUDE DU BRIS DANS LA DENSITÉ

Dans cette section, nous examinons l'existence d'autres bris dans la densités au-delà de celui découvert entre 20 et 25 employés.

##### 4.4.1. Tableau V : t-test pour les déterminants du délestage

Pour construire ce tableau, nous avons lancé une estimation du modèle (2). Nous avons utilisé comme indicateur la performance. Nous avons utilisé en dummies les deux déterminants de la qualité de l'infrastructure électrique, identifiés grâce au tableau IV.

**Tableau V : Test d'égalité : différence de moyennes : pertes et durée des pannes**

Ln(pertes)			
Bris dans la densité	Différence : petites contre grandes firmes	F-stat	t-test
10	0.41(0.68)	0.17(0.69)	0.87(0.38)
15	0.33(0.74)	0.11(0.74)	3.75(0.00)***
20	0.36(0.72)	0.13(0.72)	5.35(0.00)***
25	0.21(0.83)	0.05(0.81)	6.02(0.00)***
30	0.45(0.65)	0.20(0.65)	7.34(0.00)***
35	0.41(0.68)	0.17(0.68)	8.81(0.00)***
40	0.33(0.74)	0.11(0.74)	9.41(0.00)***
Ln(durée des pannes électriques)			
Bris dans la densité	Différence : petites contre grandes firmes	F-stat	t-test
10	-2.53(0.01)**	6.38(0.01)**	0.67(0.50)
15	-3.08(0.00)***	9.51(0.00)***	3.36(0.00)***
20	-3.34(0.00)***	11.12(0.00)***	4.76(0.00)***
25	-3.05(0.00)***	9.32(0.00)***	5.69(0.00)***
30	-3.20(0.00)***	10.23(0.00)***	6.66(0.00)***
35	-3.35(0.00)***	11.24(0.00)***	7.83(0.00)***
40	-3.44(0.00)***	11.83(0.00)***	8.76(0.00)***

Ce tableau rapporte la régression de l'équation (2) avec comme indicateur de performance le log des ventes. Les coefficients en dummies de la taille des firmes (petites contre grandes firmes) sont dans la colonne « Différence : petites contre grandes firmes ». La colonne des statistiques-F rapporte les statistiques du test de Wald qui a suivi l'estimation. Les tests d'égalité des moyennes entre groupes de firmes sont dans la colonne « t-test ». Voici les hypothèses :  $H_0: \mu_{\gamma_{grandes\ firmes}} = \mu_{\gamma_{petites\ firmes}}$  et  $H_a: \mu_{\gamma_{grandes\ firmes}} < \mu_{\gamma_{petites\ firmes}}$ . La significativité est conclue selon la règle suivante : 5%(\*\*), 10%(\*) et 1%(\*\*\*). Les valeurs-p déterminent la significativité et sont entre parenthèses.

Nous voulons que les pertes et la durée des pannes nous renseignent sur l'existence ou non d'autres bris dans la densités. En d'autres termes, nous vérifions s'il existe une différence significative de ces variables ailleurs et/ou au bris dans la densité du délestage.

#### 4.4.2. Comparaison : tableau III et tableau V

Le tableau III indiquait un bris dans la densité en nombre de coupures électriques à 20 employés. D'ailleurs, nous avons ce même bris dans la densité pour la qualité de l'infrastructure électrique. Les indicateurs de performance étaient respectivement les pertes et les coûts variables. Il est vrai que dans le tableau V, l'indicateur de performance a changé. Toutefois, en reprenant les mêmes indicateurs pour la durée des pannes, nous arrivons toujours à la même conclusion<sup>144</sup>. Il existe un bris dans la densité à 20 employés dans le tableau V, étant donné la statistique-F qui est suffisamment importante et significative. Nous remarquons aussi une statistique-F importante à 35 employés. Les petites firmes rapportent clairement qu'une plus longue durée affecte leurs ventes, comparativement aux grandes firmes.

<sup>144</sup> Nous avons refait le tableau V pour la durée des pannes uniquement avec ln(pertes) et ln(cvariable). Nous n'avons pas rapporté les résultats dans le tableau V.

Cependant, la plus grande et plus significative différence en coefficients s'observe à 40 employés. Nous observons dans le panel supérieur du tableau V que la différence de pertes entre petites et grandes firmes se trouvent autour de 30 employées. Il serait donc logique pour les firmes de réduire leur nombre d'employés avant d'atteindre ce bris dans la densité. Ce n'est pas intéressant pour les firmes burundaises de fonctionner avec plusieurs employés durant les pannes. La solution fiable réside en l'acquisition et en l'usage de générateurs durant les pannes. Le tableau IV suggère une hausse des coûts variables additionnels associés à l'usage de générateurs chez les petites firmes à partir de 25 employés. Les firmes ne se rendront pas au-delà de 20 employés, si elles ne peuvent pas acheter des générateurs. La distorsion de la performance des firmes burundaises est le délestage en ce sens où sa durée pousse les petites firmes à ne plus fonctionner sans générateurs. Dans la prochaine section, nous discutons de la robustesse de l'ensemble de nos résultats.

#### 4.5. ROBUSTESSE

Dans les paragraphes suivants, nous examinons la qualité de nos estimateurs, selon nos modèles et notre base de données. Nos conclusions sont valides d'après les différents tests de validité effectués en ANNEXES pour éliminer le biais. Lors de la présentation de nos données, nous avons déjà expliqué qu'il peut y avoir un biais de sélection. Il est possible que le répondant à l'enquête de WBES ait un incitatif à mentir. Le fait que certaines firmes déclarent ne pas avoir connu de coupures électriques sème ce doute de mensonge. Dans tous les cas, nous avons validé que nos conclusions restent valables en utilisant une variance robuste dans nos régressions. Grâce aux régressions à variance robuste toujours, nous avons fixé les problèmes d'hétéroscédasticité, de multicolinéarité et d'hétérogénéité découverts par ces tests non-paramétriques. Les valeurs aberrantes n'influencent pas nos résultats.

En nous inspirant de Moyo (2013), nous avons examiné l'importance de l'âge des firmes dans la réponse au délestage. Tout comme l'entrepreneuriat au féminin, l'âge n'influence ni le délestage ni la performance des firmes. Tout comme Moyo (2013), nous aurions aimé avoir des données sur la part exacte de l'accès ou de l'achat d'une génératrice dans l'ensemble du capital des firmes. Une variable précisant le pourcentage (ou montant) d'emprunt pour acquérir cette machine aurait été utile à ce mémoire. Nous aurions pu évaluer la facilité d'emprunt qu'ont les firmes particulièrement pour se doter de cet équipement. Il aurait été beaucoup plus précis de comparer la performance des firmes avant et après l'usage des générateurs. Dans tous les cas, nous avons fixé ces défis dans notre recherche par les MCO. Nous avons expliqué au début de ce mémoire que les MCO sont plus

appropriés que les MCG pour fixer nos biais. Du reste, nous croyons que la disponibilité des variables précédemment citées améliorerait à la hausse nos résultats. Il n'y a pas de mise à jour de la base de données de WBES sur le Burundi depuis 2006. La prochaine section est la conclusion globale de ce mémoire.

## SECTION 5 : CONCLUSION

L'objectif de ce mémoire est d'effectuer une analyse de la performance des entreprises dans un contexte de croissance de la productivité et de délestage hydroélectrique non-planifié. Notre base de données est fournie par WBES à partir de son enquête sur le climat d'affaires au Burundi. Nous avons identifié les déterminants du délestage qui affectent négativement le rendement des firmes. Dans nos données, le délestage se mesure en heures ou en nombre de coupures. La durée des coupures est responsable d'un bris de cette densité autour de 20 employés selon la méthodologie de régression linéaire locale de McCrary (2008). Ce bris dans la densité est en fait la plus grande valeur significative de la durée ou de la fréquence des pannes par rapport à la performance. À force d'exercer un arrêt unilatéral, volontaire et géographique d'électricité, les firmes développent des mécanismes d'adaptation. Ce sont ces mécanismes qui conduisent aux changements de mesure de performance. Les firmes ne parviennent pas à continuer de fonctionner sans générateurs à cause de la durée des pannes.

Notre recherche avait deux principales questions qu'elle visait à élucider. À la question de savoir si le délestage affecte la performance des firmes burundaises, nous répondons par l'affirmative. Nos tableaux (I, II et III) se rejoignent pour dire qu'il y a une discontinuité causée par le délestage. À la question de savoir si le délestage pénalise la performance d'une catégorie de firmes plutôt qu'une autre, nous répondons par l'affirmative. Encore une fois, les tableaux (II, III, IV et V) soutiennent notre affirmation. Les firmes craignent surtout une forte fréquence des pannes et une durée importante des pannes. Nos conclusions rejoignent les observations de Moyo (2013) qui montraient qu'entre la fréquence et la durée des pannes, cette dernière l'emporte à partir d'une certaine taille de firmes. Nos conclusions soutiennent aussi Abotsi (2016) et, Reinikka et Svensson (2002) qui argumentaient que le délestage crée une mauvaise allocation des ressources des firmes. Les firmes sont obligées de concentrer leurs finances en acquisition de générateurs et d'accepter une baisse de leur chiffre d'affaires. Au Burundi, le délestage cause des pertes comme le disent Abeerese, *et al.* (2017) et provoque des coûts variables additionnels comme le disent Bonnet et al.

(1993) et Zuberi (2012). Ce mémoire s'inscrit ainsi dans la pensée de Allcott *et al.* (2014); Alby *et al.* (2013); Fisher-Vanden, *et al.* (2012) et Schure, *et al.* (2015). Ces auteurs suggéraient que face au délestage, il faut des générateurs ou cesser de produire durant les pannes. Pour toute l'année étudiée de 2006, les firmes ont connu en moyenne 11.23 coupures hydroélectrique d'une durée moyenne de 2 heures par jour (tableau I). L'apport de ce mémoire est de souligner l'importance de la stratégie de délestage sur la rentabilité des firmes. Des coupures non-planifiées sont dommageables pour les PME, producteurs majoritaires d'une économie en développement.

Au-delà de la réallocation des ressources des firmes, notre étude a permis de mettre en évidence la mauvaise allocation des ressources électriques. D'une part, les générateurs devraient être disponibles pour tous. D'autre part, la stratégie de délestage devrait être revue dans toutes les économies qui, comme le Burundi, établissent un arrêt discrétionnaire et aléatoire d'électricité. Plutôt qu'un délestage universel, nous recommandons un délestage sur bris dans la densité de consommation énergétique des firmes. Nous reconnaissons que le délestage est effectué à cause de l'insuffisance énergétique. Avant de compléter un projet d'électrification ou de se tourner vers les énergies renouvelables<sup>145</sup>(Abdullah et Jeanty, 2011), un octroi de subvention ou d'exemption à l'achat des générateurs est réalisable. Notre recherche invite les décideurs à opérer un développement économique global. Un approvisionnement électrique durable implique de renforcer l'investissement en infrastructures et d'anticiper les dynamiques de performance industrielle. Avant de délester, il faut considérer le coût de substitution électrique différent selon la taille des firmes.

---

<sup>145</sup> D'après notre définition, une énergie renouvelable provient d'une source intarissable d'énergie. À titre d'exemple, nous pouvons l'énergie solaire, l'énergie éolienne etc.

## RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Abeberese, A.B. (2017). Electricity cost and firm performance: Evidence from India, *Review of Economics and Statistics*, 99(5), 839-852.
- Abdullah, S. et Jeanty, P. W. (2011). Willingness to pay for renewable energy: Evidence from a contingent valuation survey in Kenya, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 15(6), 2974-2983.
- Abotsi, A. K. (2016). Power outages and production efficiency of firms in Africa, *International Journal of Energy Economics and Policy*, 6(1), 98-104.
- Agénor, P. R., et Moreno-Dodson, B. (2006). Public infrastructure and growth: New channels and policy implications (No 4064), *The World Bank*.
- Alam, M. (2013), Coping with Blackouts: Power Outages and Firm Choices, *Department of Economics, Yale University*.
- Alarello, L., Bourgeois, E. et Guyot, J.L. (2007). Statistique descriptive: un outil pour les praticiens-chercheurs, *De Boeck Supérieur*.
- Alby, P., Dethier, J.-J. et Straub, S. (2013). Firms operating under electricity constraints in developing countries, *World Bank Economic Review*, 27(1), 109-132.
- Allcott, H., Collard-Wexler, A. et O'Connell, S. (2014). How do electricity shortages affect productivity? Evidence from India, *American Economic Review*, 106(3), 587-624.
- Andersen, T. B., et Dalgaard, C. J. (2013). Power outages and economic growth in Africa, *Energy Economics*, 38, 19-23.
- Anderson, D.R., Sweeney, D.J., Williams, T.A. et Camm, J.D., Cochran, J.J. (2015). Statistiques pour l'économie et la gestion 5<sup>e</sup> édition, *De Boeck Supérieur* (1<sup>ère</sup> éd.: 2007)
- Ball, L. et Mankiw, N. G. (1994). Asymmetric price adjustment and economic fluctuations, *The Economic Journal*, 104(423), 247-261.
- Banerjee, A. V. et Moll, B. (2010). Why does misallocation persist, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(1), 189-206

- Berger, A. N. et Udell, G. F. (2006). A more complete conceptual framework for SME finance, *Journal of Banking & Finance*, 30(11), 2945-2966.
- Bonnet, X., Dubois, É. et Fauvet, L. (1999). Asymétrie des inflations relatives et menus costs: Tests sur l'inflation française, *Revue économique*, 3(50), 547 à 556.
- Bowen, M., Morara, M. et Mureithi, S. (2009). Management of business challenges among small and micro enterprises in Nairobi-Kenya, *KCA Journal of Business Management*, 2(1), 16-31.
- Cabral, L. et Mata, J. (2003). On the evolution of the firm size distribution: Facts and theory, *American Economic Review*, 93(4), 1075-1090.
- Carlsson, F. et Martinsson, P. (2008). Does it matter when a power outage occurs? - A choice experiment study on the willingness to pay to avoid power outages, *Energy Economics*, 30, 1232-1245.
- Caselli, F. et Feyrer, J. (2007). The Marginal product of capital, *The Quarterly journal of economics*, 122(2), 535-568.
- Cissokho, L. et Seck, A. (2013). Electric Power Outages and the Productivity of Small and Medium Enterprises in Senegal, *Investment Climate and Business Environment Research Fund Report*, 77/13.
- Dedrick, J., Gurbaxani, V., et Kraemer, K. L. (2003). Information technology and economic performance: A critical review of the empirical evidence, *ACM Computing Surveys (CSUR)*, 35(1), 1-28.
- Doe, F. et Asamoah, E. S. (2014). The effect of electric power fluctuations on the profitability and competitiveness of SMEs: A study of SMEs within the Accra Business District of Ghana, *Journal of Competitiveness*, 6(3), 32-48.
- Easterly, W., et Rebelo, S. (1993). Fiscal policy and economic growth, *Journal of monetary economics*, 32(3), 417-458.
- Foster, V. et Steinbuks, J. (2009). Paying the Price for Unreliable Power Supplies: In House Generation of Electricity by Firms in Africa(No 4913), *World Bank Policy*.
- Foundjem-Tita, D., Speelman, S., D'Haese, M., Degrande, A., Van Huylenbroeck, G., Van Damme, P. et Tchoundjeu, Z. (2013). A tale of transaction costs and forest law compliance:



Trade permits for non-timber forests products in Cameroon, *Forest Policy and Economics*, 38, 132-142.

Gichuki, J. A., Wangui, A. N. et Ondabu I. T. (2014). Challenges facing micro and small enterprises in accessing credit facilities in Kangemi Harambee market in Nairobi City County, Kenya, *International Journal of Scientific and Research Publications*, 4(12), 1-25.

Goyette, J. (2014). The Determinants of the Size Distribution of Firms in Uganda, *The European Journal of Development Research*, 26(4), 456-472.

Guérineau S. et Jacolin, L. (2014). L'inclusion financière en Afrique subsaharienne : faits stylisés et déterminants, *Revue d'économie financière*, 4(116), 57-80.

Heyer, E., Pelgrin, F., et Sylvain, A. (2004). Durées d'utilisation des facteurs et fonction de production: une estimation par la méthode des moments généralisés en système (No. 2004-12), *Bank of Canada*, ISSN 1192-5434.

Hopenhayn, H.A. (2014). On the Measure of Distortions, *NBER Working Papers Series*, 20404.

Hsieh, C. T. et Klenow, P. J. (2009). Misallocation and manufacturing in China and India, *The Quarterly Journal of Economics*, 124(4), 1403–1448.

Hubbard, D. W., et Carriquiry, A. L. (2019). Quality Control for Scientific Research: Addressing Reproducibility, Responsiveness, and Relevance, *The American Statistician*, 73(sup1), 46-55.

Jagger, P. et Shively, G. (2015). Taxes and bribes in Uganda, *The Journal of Development Studies*, 51(1), 66-79.

Johnson, N. L., Kemp, A. W., et Kotz, S. (2005). Univariate discrete distributions, *John Wiley & Sons* (Vol. 444).

Jovanovic, B. et Rousseau, P. L. (2008). Merges as Reallocation, *The Review of Economics and Statistics*, 90(4), 765-776.

Kohler, U. et Kreuter, F. (2012). Data Analysis Using Stata Third Edition, *Stata Press* (1ère Éd.: 2005), ISBN-13: 978-1-59718-110-5.

Korn, E. L., et Graubard, B. I. (1990). Simultaneous testing of regression coefficients with complex survey data: Use of Bonferroni t statistics, *The American Statistician*, 44(4), 270-276.

Kowal, R. (2016). Characteristics and properties of a simple linear regression model, *Folia Oeconomica Stetinensia*, 16(1), 248-263.

Leblond, S. (2003). Lexique Anglais-Français de Termes Économétriques, *Université de Montréal*, [https://mail.cirano.qc.ca/~mccauslw/ECN3949/Lexique\\_Angl-Franc\\_Econ.pdf](https://mail.cirano.qc.ca/~mccauslw/ECN3949/Lexique_Angl-Franc_Econ.pdf).

Lee, D. S. et Lemieux, T. (2010). Regression discontinuity designs in economics, *Journal of Economic Literature*, 48(2), 281-355.

Lucas Jr, R. E. (1978). On the size distribution of business firms, *The Bell Journal of Economics*, 508-523.

Luttmer, E. G. J. (2007). Selection, growth and the size distribution of firms, *The Quarterly Journal of Economics*, 122(3), 1103-1144.

McCrary, J. (2008). Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test, *Journal of Econometrics*, 142(2), 698-714.

Merima, A., Odd-Helge, F. et Hoem Sjursen, I. (2014). To pay or not to pay? Citizen's attitudes toward taxation in Kenya, Tanzania, Uganda and South-Africa, *World Development*, 64, 828-842.

Moll, B. (2014). Productivity losses from financial frictions: Can self-financing undo capital misallocation?, *American Economic Review*, 104(10), 3186-3221.

Moyo, B. (2013). Power infrastructure quality and manufacturing productivity in Africa: A firm level analysis, *Energy Policy*, 61(C), 1063-1070.

Ndikumana, L. (2003). Capital flows, capital account regimes, and foreign exchange rate regimes in Africa, *SSRN*.

Onji, K. (2009). The response of firms to eligibility thresholds: Evidence from the Japanese value-added tax, *Journal of Public Economics*, 93(5-6), 766-775.

Pagano, P., et Schivardi, F. (2003). Firm size distribution and growth, *Scandinavian Journal of Economics*, 105(2), 255-274.

- Programme des Nations Unies pour le Développement. (2018). Objectifs de développement durable, *Programme des Nations Unies pour le Développement*. New-York, USA: Nations-Unies (1ère Éd.: 2015).
- Poschke, M. (2018). The firm size distribution across countries and skill-biased change in entrepreneurial technology, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 10(3), 1-41.
- Prescott, E. C et Parente, S. L. (1999). Monopoly rights: A barrier to riches, *American Economic Review*, 89(5), 1216-1233.
- Reinikka, R. et Svensson, J. (2002). Coping with poor public capital, *Journal of Development Economics*, 69(1), 51-69.
- Restuccia, D. et Rogerson, R. (2008). Policy distortions and aggregate productivity with heterogeneous establishments, *Review of Economic dynamics*, 11(4), 707-720.
- Romer, D. (2011). Advanced Macroeconomics, *The McGraw Hill Companies* (1ère Éd: 2000)
- Schure, J., Ingram, V., Arts, B., Levang, P. et Mvula-Mampasi, E. (2015). Institutions and access to woodfuel commerce in the Democratic Republic of Congo, *Forest Policy and Economics*, 50, 53-61.
- Sims, R.L. (2000). Bivariate Data Analysis: A Practical Guide, *Nova Publishers*.
- StataCorp LLC. (2013). Stata Base Reference Manual Release 13, *Stata Press*, ISBN-13: 978-1-59718-116-7.
- StataCorp LLC. (2017). Stata User's Guide Release 16, *Stata Press*, ISBN-13: 978-1-59718-255-3.
- Stern, V. M., R. E. Smith, R. van den Bosch, et K. S. Hagen. The Integrated Control Concept, *Hilgardia*, 29 (1959): 81-101.
- Stock, J. H., et Watson, M. W. (2015). Introduction to econometrics: Updated Third Edition, *Pearson Education Limited* (1ère Éd: 2002).
- Taiwo, J. N., Falohun, T. O. et Agwu, M. E. (2016). SMEs financing and its effects on Nigerian economic growth, *European Journal of Business Economics and Accountancy*, 4(4), ISSN 2056-6018.

- Tybout, J. R. (2000). Manufacturing firms in developing countries: How well do they do and why, *Journal of Economic Literature*, 38(1), 11-44.
- UNCTAD/ALDC/AFRICA. (2014). Le Développement économique en Afrique. Catalyser l'investissement pour une croissance transformatrice en Afrique (Rapport 2014), *CNUCED*, ISBN 978-1-212404-9.
- United Nations Statistical Commission. (2002). International standard industrial classification of all economic activities, *Revision 3.1.*, Première partie, Chapitre II.A.1. Paragraphe 13, p.10 sur les principes généraux de classification, [https://unstats.un.org/unsd/publication/seriesm/seriesm\\_4rev3\\_1e.pdf](https://unstats.un.org/unsd/publication/seriesm/seriesm_4rev3_1e.pdf).
- Vella, F. (1998). Estimating models with sample selection bias: a survey, *Journal of Human Resources*, 127-169.
- Wasserstein, R. L., Schirm, A. L., et Lazar, N. A. (2019). Moving to a world beyond “ $p < 0.05$ ”, *The American Statistician*, 73:sup1, 1-19, DOI: [10.1080/00031305.2019.1583913](https://doi.org/10.1080/00031305.2019.1583913).
- Wooldridge, J., André, P., Beine, M., Béreau, S., de la Rupelle, M., Durré, A., Gnabo, J.-Y., Heuchenne, C., Leturcq, M. et Petitjean, M. (2016). Introduction à l'économétrie: une approche moderne 6ème édition. *De Boeck Supérieur* (1ère éd : 2006).
- World Bank (2013) , Burundi Revue des dépenses publiques: Renforcer l'efficacité des pouvoirs publics et le rôle de la politique budgétaire, Washington D.C., USA: *World Bank Group*, <http://documents.worldbank.org/curated/en/143011468230116226/Burundi-Public-expenditure-review-strengthening-fiscal-resilience-to-promote-government-effectiveness>.
- World Bank Group. (2016). Doing business regional profile: Sub-Saharan Africa (SSA) (English). Doing Business 2017. Washington D.C., USA: *World Bank Group*, <http://documents.worldbank.org/curated/en/867291478860721343/Doing-business-regional-profile-Sub-Saharan-Africa-SSA>.
- World Economic Forum. (2018). Regional risks for doing business. *Insight Report*. Geneva, Switzerland: *World Economic Forum*.
- Yaya, D. M., (2013). Fruits de la croissance au Sénégal : répartition et impacts, Mémoire de Maîtrise, Économie, *École Nationale de la Statistique et de l'Analyse Économique, Sénégal*.

Zhang, Y., Parker, D. et Kirkpatrick, C. (2005). Competition, Regulation and Privatization of electricity generation in developing countries: Does the sequencing of the reforms matter, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 45(2-3), 358-379.

## ANNEXES

### A.1. Liste des villes étudiées et des secteurs d'activité des firmes :

Selon les données de WBES, voici les secteurs d'activités touchées par notre étude. Il est important de souligner que toutes nos données ne concernent que la ville de Bujumbura uniquement:

Secteur d'activité	
Manufacturier	Agro-industrie
	Habillement
	Textiles
	Machinerie et Équipements
	Produits Chimiques
	Électronique
	Produits minéraux non métalliques
	Bois, produits du bois et meubles
	Métaux et produits métalliques
	Autres manufacturiers
Commerce	Commerce de détail
Reste de l'univers	Technologies de l'Information
	Construction & Transport
	Hôtels et restaurants
	Autres

D'après toujours la méthodologie d'échantillonnage de WBES, un échantillon de 102 firmes représente une population de 200 à 600 entreprises burundaises<sup>146</sup>. Afin de formuler des conclusions valides et des inférences robustes, dans sa méthodologie d'échantillonnage, WBES invite à la prudence. Il y a des variables qui fournissent des valeurs intéressantes dans l'étude des moyennes et non robustes pour les proportions. Par conséquent, il est recommandé d'estimer la variance des variables pour extraire une asymétrie ou une discontinuité<sup>147</sup>. Avec cette méthodologie, WBES indique que dans une économie en développement, notre échantillon représente plus de 4000 firmes.

### A.2. Analyse graphique :

Compte tenu de ce qui précède, l'un peut se demander l'allure et/ou les propriétés de la courbe de *performance économique*. Dedrick et al. (2003) ont introduit en mentionnant que cette variable dépend surtout de ses variables indicatrices. Toutefois, nous pouvons dire que la courbe de

<sup>146</sup> Voir Tableau I de WBES: Understanding the Sampling Methodology (2007), p.5. Ce tableau montre qu'avec un échantillon de de moins de 115 entreprises, à 5% d'intervalle de confiance, nous aurons une explication du comportement de 100 à 200 firmes dans la population. À 7.5% d'intervalle de confiance, l'on arrive avec notre actuel échantillon à traduire le comportement de 600 à 700 firmes.

<sup>147</sup> Voir Tableau I de WBES: Understanding the Sampling Methodology (2007), p.7.

performance est convexe lorsque celle-ci est mesurée par les coûts variables additionnels d'exploitation. Le point minimum local représente le bris dans la densité de rentabilité de la firme. Cependant, pour une performance selon les pertes de ventes, la courbe associée est concave et le maximum local est un bris dans la densité de fermeture<sup>148</sup>. Pendant les pannes électriques, l'entreprise finit par embaucher un employé additionnel sans acquisition de groupes électrogènes. Malheureusement, celui-ci ne contribuera plus à une hausse de performance, tellement la probabilité de coupures est importante (Reinikka et Svensson, 2002). Ce mémoire a analysé également la continuité de la courbe de performance. Chez Goyette (2014), il avait été prouvé qu'un bris dans la densité existait dans la taille des firmes à cause de la fréquence d'audits fiscaux. Ce mémoire a gardé la taille des firmes parmi les variables d'intérêt pour créer la *qualité de l'infrastructure électrique*. Dans la mesure où affecte la *performance économique*, il faut vérifier si un bris de performance existe. À gauche du bris dans la densité, les firmes auraient un estimateur significatif de la *qualité de l'infrastructure électrique*. Cet estimateur ne serait plus significatif à droite du bris dans la densité et correspondrait à une discontinuité dans la régression selon Lee et Lemieux (2010)<sup>149</sup>. C'est l'impossible prévision d'interruption électrique et de sa durée aléatoirement qui alimente davantage un soupçon de discontinuité. Une grande probabilité de pannes pousse les firmes à s'équiper en générateurs et à être plus performantes que leurs homologues. Les générateurs n'aideront donc qu'à remonter la production, à éviter les pertes de ventes non écoulées et à rencontrer leur cible initiale de performance. Une faible probabilité de pannes fait en sorte que les firmes sont performantes sans usage de génératrices, mais uniquement grâce à l'électricité du réseau central. En fait, utiliser ces équipements en temps de disponibilité hydroélectrique leur occasionne des coûts additionnels d'exploitation dont les firmes préfèrent se passer. Cette variabilité de la fréquence des pannes impose un test de discontinuité de la *qualité de l'infrastructure électrique* (McCrary, 2008). Lee et Lemieux (2010) expliquent que ce constat ne suffit pas pour suspecter une discontinuité de la régression de la performance sur la *qualité de l'infrastructure électrique*:

RD (regressions discontinuity) designs can be invalid if individuals can precisely manipulate the “assignment variable”. When there is a payoff or benefit to receiving a treatment, it is natural for an economist to consider how an individual may behave to obtain such benefits. For example, if students could effectively “choose” their test

<sup>148</sup> Niveau de production qui s'il n'est pas atteint, entraîne la fermeture de l'entreprise.

<sup>149</sup> Lee et Lemieux (2010), p.8. ont défini une discontinuité en régression (RD) ainsi :

[...]of the RD design, all individuals to the right of the cutoff ( $c = 2$  in this example) are exposed to treatment, and all those to the left are denied treatment.

score  $X$  through effort, those who chose a score  $c$  (and hence received the merit award) could be somewhat different from those who chose scores just below  $c$ . The important lesson here is that the existence of a treatment being a discontinuous function of an assignment variable is not sufficient to justify the validity of an RD design. (Lee et Lemieux, 2010)<sup>150</sup>

Abotsi (2016) propose une équation de Tobit pour mesurer la performance selon le nombre de coupures électriques. Nous nous sommes inspirés de son équation pour monter le modèle de ce mémoire.

Les paragraphes suivants relatent les observations essentielles issues des graphiques retenus et leurs implications économétriques. À la fin de cette section, nous nous attendons à voir une corrélation entre le délestage et la performance. Dans le prochain titre, nous avons défini les graphiques ainsi que le contexte dans lequel ceux-ci sont utilisés. Le titre suivant rapporte l'essentiel de l'examen des graphiques. Le dernier titre de cette section rappelle les implications économétriques qu'apporte cet examen graphique.

#### *A.2.1. Introduction.*

L'objectif de cette section est de repérer graphiquement les caractéristiques de la densité de la performance des firmes. Dans les paragraphes qui suivent, nous avons d'abord défini les propriétés de chaque graphique choisi. Ensuite, nous avons brièvement expliqué la pertinence de ce choix de graphiques dans notre étude. Enfin, nous sommes revenus sur les observations faites à partir desdits graphiques.

Les histogrammes et la densité de Kernel « se rapprochent de la densité de la fonction étudiée »<sup>151</sup>. Lorsque les données sont divisées en intervalles indépendantes, les histogrammes sont des diagrammes à barres qui illustrent les fréquences. Chaque intervalle comprend un nombre de valeurs de données. Chaque barre est centrée au milieu de chaque intervalle. La hauteur de chaque barre reflète le nombre moyen de valeurs de données dans l'intervalle. La densité de Kernel est identique à l'exception que les intervalles chevauchent en créant une courbe lisse »<sup>152</sup>. Ces deux graphiques « nous autorisent à modéliser la moyenne d'une variable indépendante (expliquée) par rapport à ses régresseurs quand nous ignorons la forme de la fonction de ce modèle »<sup>153</sup>.

<sup>150</sup> Lee et Lemieux (2010), p.2.

<sup>151</sup> Dans notre cas, il s'agit de la fonction de la performance des firmes.

<sup>152</sup> Notre traduction. Cité de StataCorp LLC. (2013). Stata Base Reference Manual Release 13, Stata Press, p.1004.

<sup>153</sup> Notre traduction. Cité de StataCorp LLC. (2017). Stata User's Guide Release 16, Stata Press, p.354. Dans ce manuel, les auteurs ont surtout insisté sur l'usage de la densité de Kernel pour des régressions non-paramétriques. Dans ce cas et selon cet ouvrage, l'estimateur de Kernel trouvé est local et linéaire, permettant



Les *boxplots* (ou boîtes de Tukey<sup>154</sup>) sont « utiles pour comparer les distributions de plusieurs variables ou la distribution d'une (1) variable dans plusieurs groupes. »<sup>155</sup>. Ces diagrammes montrent les variables catégorielles toujours en abscisses et la variable expliquée en ordonnées. À l'intérieur d'une boîte, les valeurs par catégorie de groupes montrent leur médiane. À l'extérieur, les valeurs maximales, minimales et aberrantes. Quant aux diagrammes QQ, ils servent à observer l'allure d'une distribution par rapport à la loi normale afin d'apprécier le recours à un test de normalité<sup>156</sup>. Ainsi, nous avons tracé la  $i^{\text{ème}}$  valeur ordonnée par rapport au  $\frac{i}{n+1}$  quantile de la distribution normale standard. En cas d'asymétrie, les valeurs extrêmes sont plus ou moins importantes que prévues dans le graphique QQ. Ainsi, les valeurs vont se concentrer soit proches de l'origine (asymétrie à gauche), soit dans le dernier quantile (asymétrie à droite).

Le graphique de discontinuité de McCrary (2008) montre le bris dans la densité de la distribution étudiée s'il existe. Logiquement, ce graphique devrait corroborer les observations faites sur les graphiques QQ. En effet, s'il existe un bris dans la densité alors il est crédible de voir une asymétrie de la distribution étudiée. Les valeurs précédant le bris dans la densité auraient un effet de concentration (ou non) qui changera une fois le bris dans la densité.

Pour étudier l'effet du délestage sur la performance des firmes burundaises, nous avons besoin de tous ces graphiques. Quoique nous ignorons l'allure de la courbe, nous savons que les firmes s'adaptent au délestage selon leur taille. L'usage des variables catégorielles par taille de firmes justifie les histogrammes et les diagrammes de Tukey. Le soupçon d'une existence de bris dans la densité motive quant à lui l'analyse des diagrammes QQ. Les modèles linéaires plus haut posés

---

de comprendre les effets marginaux sur les régresseurs continus. De plus, si le modèle est linéaire, l'estimateur linéaire local permet de récupérer une moyenne linéaire, alors que la constante locale peut ne pas l'être. Voir aussi Kohler, U. et Kreuter, F. (2012), p. 191. Ces auteurs parlent de la contribution graphique de la densité de Kernel dans une analyse économétrique.

<sup>154</sup> StataCorp LLC. (2013). Stata Base Reference Manual Release 13, Stata Press, p.439

<sup>155</sup> Notre traduction. Cité de StataCorp LLC. (2013). Stata Base Reference Manual Release 13, Stata Press, p.439.

<sup>156</sup> Dans StataCorp LLC. (2013). Stata Base Reference Manual Release 13, Stata Press, p.430 nous lisons dans la note technique que le test de normalité n'est requis que si le diagramme QQ le suggère. Autrement dit, il y aurait une déviation par rapport à la loi normale :

« The idea behind qnorm is recommended strongly by Miller (1997): he calls it probit plotting. His recommendations from much practical experience should interest many users. "My recommendation for detecting nonnormality is probit plotting" (Miller 1997, 10). "If a deviation from normality cannot be spotted by eye on probit paper, it is not worth worrying about. I never use the Kolmogorov-Smirnov test (or one of its cousins) or the  $\chi^2$  test as a preliminary test of normality. They do not tell you how the sample is differing from normality, and I have a feeling they are more likely to detect irregularities in the middle of the distribution than in the tails.» (Miller 1997, 13-14).

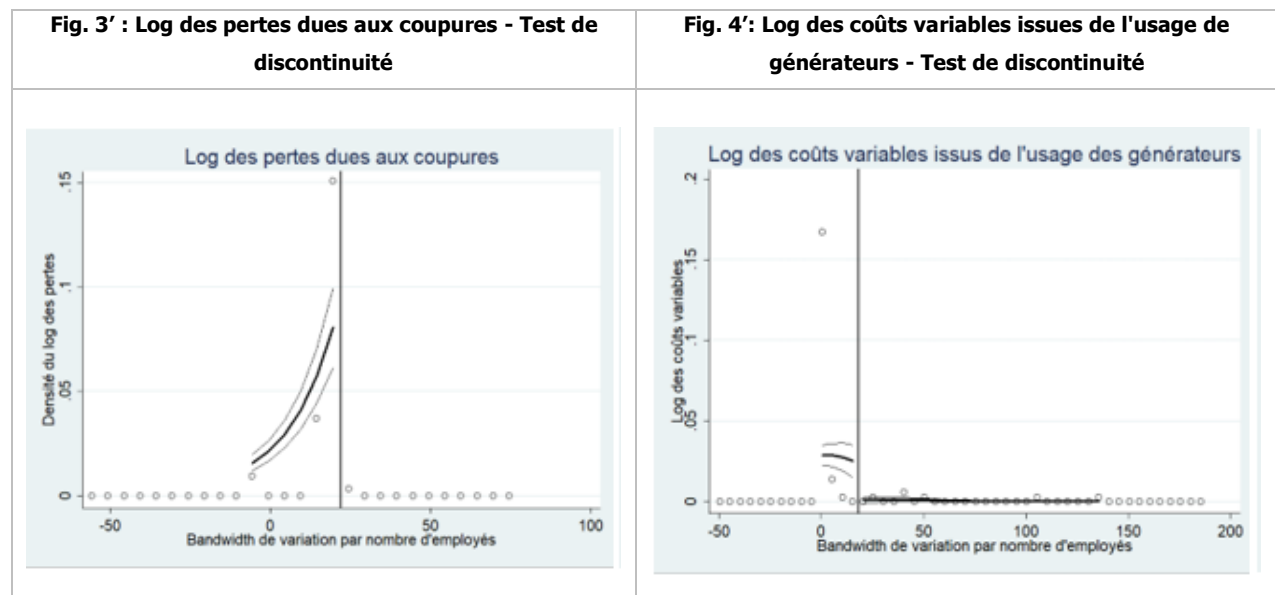
encouragent l'examen du graphique de la densité de Kernel. Enfin, la possibilité de discontinuité à la suite de l'existence potentiel de bris dans la densité explique l'étude du graphique de discontinuité de McCrary (2008).

Dans la prochaine section, nous allons examiner les graphiques et proposer un résumé des observations essentielles à notre recherche.

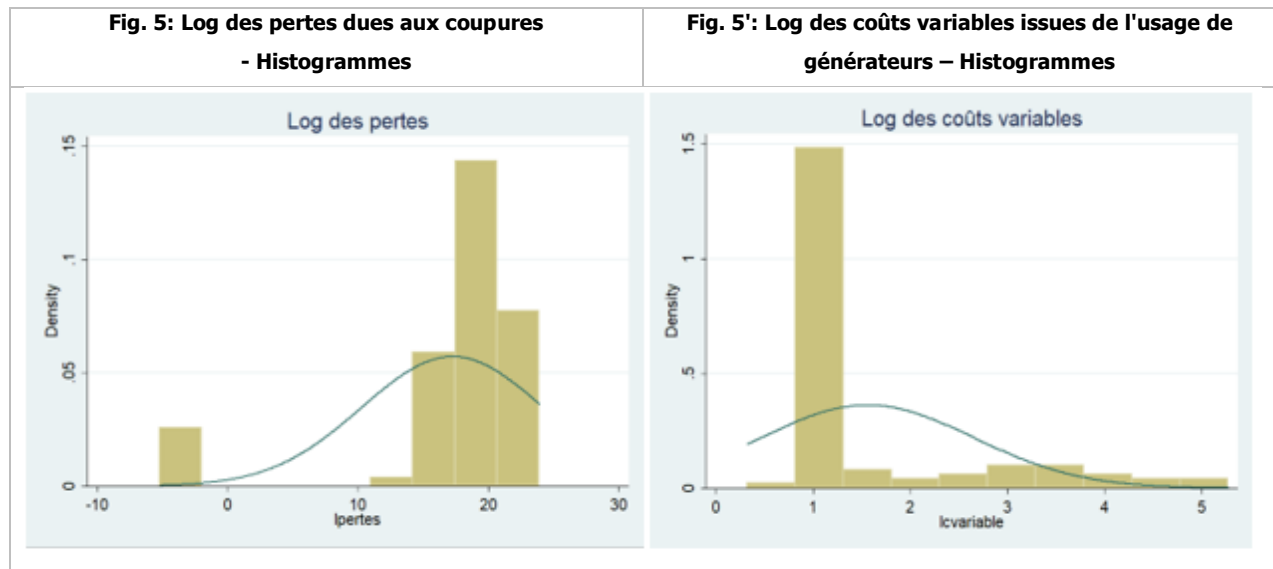
### A.2.2. Étude des graphiques.

Cette section résume les principales observations faites à partir des graphiques ci-haut cités.

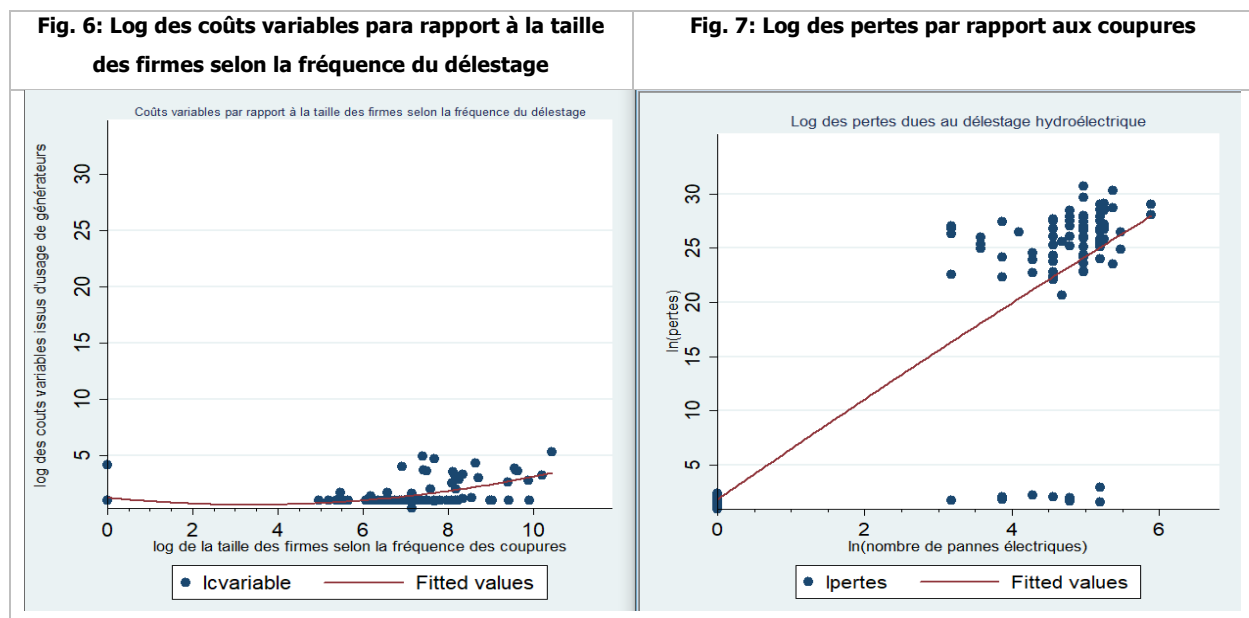
Les figures 3' et 4' rapportent la discontinuité de McCrary (2008). Pour le log des pertes, autour du bris dans la densité soupçonné (22 employés selon le tableau II) le comportement est pareil. Les coûts variables ont un changement de comportement autour du bris dans la densité soupçonné (18 employés selon le tableau II). Le pic rapporté par la densité de Kernel est proche de l'origine.



Les figures 5 (à gauche) et 5' (à droite) présentent les histogrammes. Par rapport à la loi normale, les plus hautes bandes d'histogrammes traduisent une asymétrie. En effet, ça démontre que les données sont étendues autour de la médiane du log des pertes alors qu'elles le sont autour de la moyenne du log des pertes (1.55).



Les figures 6 et 7 montrent la dispersion des pertes et des coûts additionnels d'exploitation issus du délestage. Le graphique suggère une relation positive entre le volume de pertes et la fréquence du délestage. Le graphique suggère également une relation quadratique entre les pertes et les coupures selon la taille des firmes. En effet, le *kurtosis* de cette courbe se comprend comme un plafond du nombre d'employés délimitant la taille des petites firmes. Nous n'avons donc pas de bris dans la densité impliquant un changement de pentes. Les firmes burundaises subissent des pertes face au délestage à mesure que leur taille et les pannes. À partir d'une certaine fréquence de pannes, les pertes baissent selon la taille des firmes. Ainsi, que les coupures soient plus ou moins régulières, les pertes diffèrent dépendamment de la taille des firmes.



Les figures 8 et 9 montrent les *boxplots* et les diagrammes QQ (pour les quantiles). Le *boxplot* du log des coûts variables positionne les données situées le plus à gauche. Le *boxplot* du log des pertes ne semble avoir aucun positionnement particulier. Pour les figures des quantiles, le log des pertes est étalé sur les trois derniers quantiles; ce qui suggère une distribution asymétrique à gauche. Le log des coûts variables est étendu sur les trois premiers quantiles. Ce graphique propose ainsi une distribution asymétrique à droite.

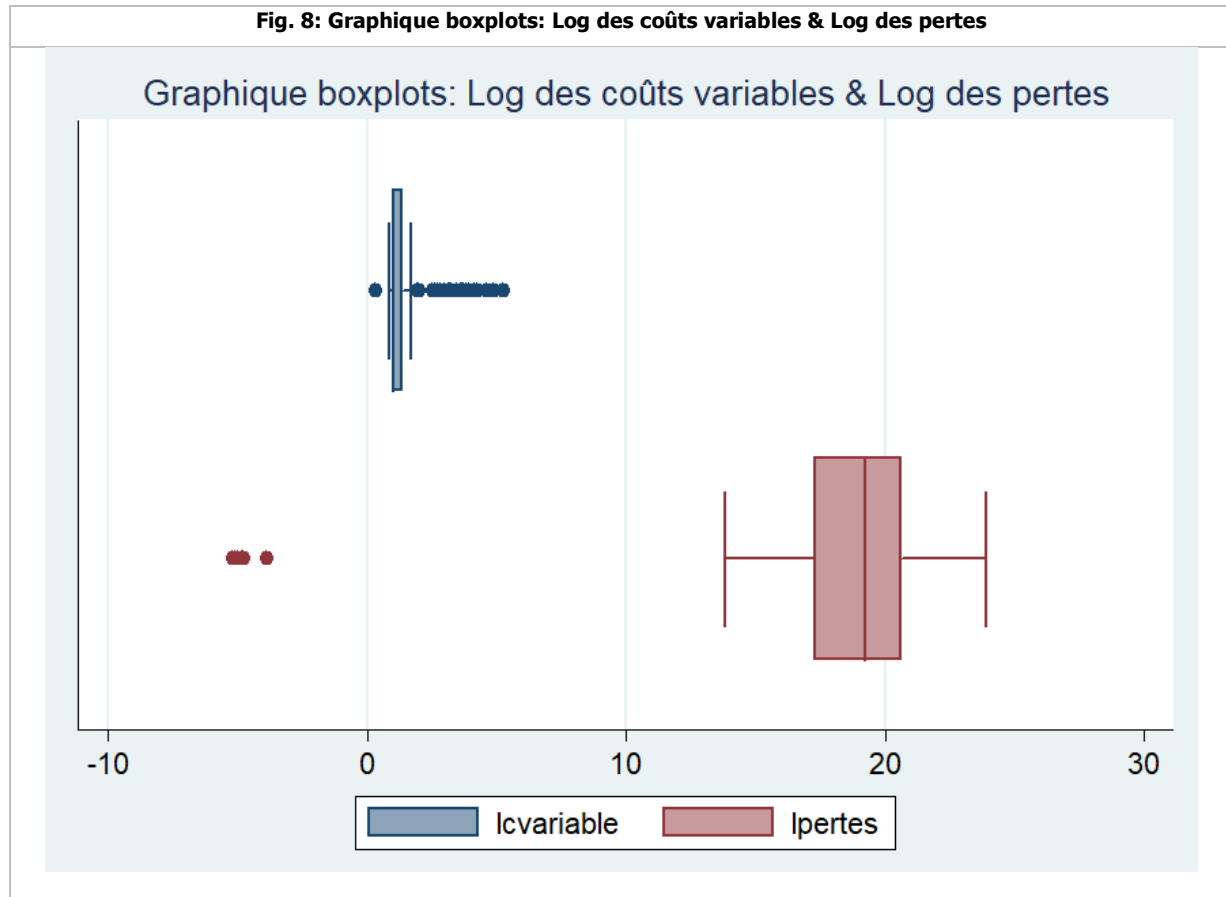
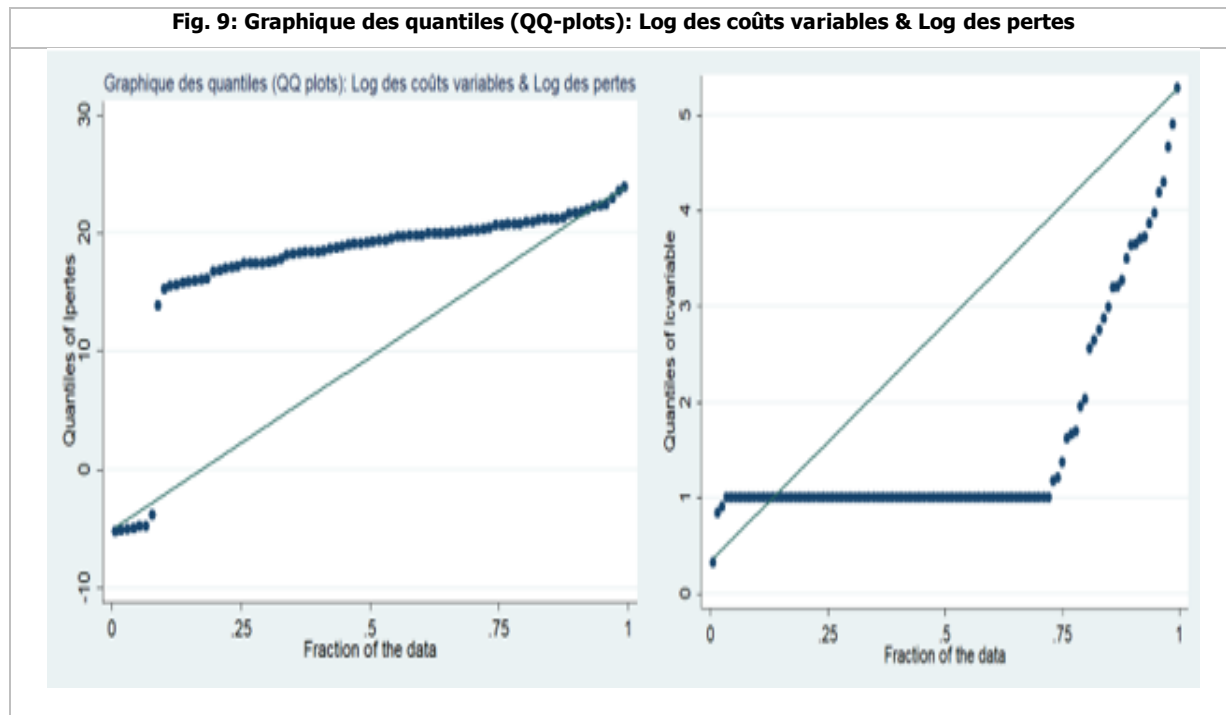
Les graphiques nous renseignent sur les distributions des indicateurs de performance<sup>157</sup>. Elles sont peut-être discontinues à cause du délestage ou de tout autre caractéristique des firmes<sup>158</sup>. L'effet des coupures sur la performance, mesurée par les pertes montre une concentration des données à droite (voir figures 6 et 7). Le comportement des firmes ne change pas avec le délestage mais plutôt avec les coûts et pertes conséquents au délestage. Sur la figure 7, nous voyons que les firmes accablées par des coûts variables se retrouvent loin de l'origine. Parallèlement, les firmes qui acceptent ce genre de coûts enregistrent des pertes moins importantes sur la figure 6. Les pertes et les coûts issus du délestage engendrent un ralentissement de croissance de la taille des firmes. Certes, ce comportement ne s'observerait qu'en cas de délestage important. Toutefois, nous ne pouvons pas dire qu'il (le comportement) occasionne un bris dans la densité des courbes des indicateurs de performance.

Nous venons de voir que presque tous les graphiques suggèrent une asymétrie à droite du log des pertes et du log des coûts. Selon la position de la médiane des *boxplots* et l'étendue de la densité de ces variables sur plusieurs quantiles des graphiques QQ, nous voyons des différences par rapport à la loi normale. Nous avons observé aussi une bande d'histogrammes et un pic de la densité de Kernel très importants. Il revient à dire que ces indicateurs de performance (log des pertes et log des coûts) seraient discontinués. L'une des implications économétriques de ces observations serait violée : la continuité. La continuité est une propriété économétrique que doivent respecter nos variables pour être utilisées dans des régressions par les MCO. À défaut de quoi, il y aurait un biais dans nos résultats. La section suivante revient sur ces implications économétriques.

---

<sup>157</sup> le log des pertes et le log des coûts variables sont les indicateurs de performance tel que définis dans la section Données et Méthodologie

<sup>158</sup> autre variable explicative citée dans la section Données et Méthodologie.

**Fig. 8: Graphique boxplots: Log des coûts variables & Log des pertes****Fig. 9: Graphique des quantiles (QQ-plots): Log des coûts variables & Log des pertes**

### A.2.3. Implications économétriques.

Par cette recherche, nous voulons comprendre la (ou l'absence de) contribution du délestage sur la (ou les cibles) de performance des firmes. Afin de mesurer cet impact du délestage sur les firmes, nous utilisons les MCO. Cet outil statistique pose des conditions par lesquelles les estimations faites sont valides. Dans cette section, nous évaluons si ces conditions économétriques sont (à tester si) vérifiées graphiquement. De manière plus large, rencontrer ces conditions permet une meilleure inférence de nos conclusions sur toute la population des firmes burundaises. De plus, d'après notre modèle, nous avons posé qu'il existe une relation linéaire entre la performance et *l'infrastructure électrique*<sup>159</sup>. Une régression linéaire exige que les variables explicatives et d'intérêt rencontrent quelques propriétés. L'essentiel à notre recherche parmi ces propriétés est rapporté plus bas.

Selon Kowal (2016) et Stock et Watson (2015), les régressions linéaires et les MCO ont les propriétés qui suivent. L'estimateur MCO doit être non-biaisé, convergent, robuste et normalement distribué. Cet estimateur doit être aussi efficient, consistant et significatif. Quant aux MCO, ces auteurs disent qu'ils doivent avoir une moyenne nulle des termes d'erreurs par rapport aux régresseurs. Les variables omises et les valeurs aberrantes sont à extraire de la régression. La régression linéaire a des régresseurs aux propriétés suivantes. Ceux-ci doivent être testés pour l'endogénéité entre eux, la multi-colinéarité et la continuité. Tout comme, les résidus de la régression sont testés pour la normalité, l'homoscédasticité et l'indépendance par rapport aux régresseurs.

À la suite de l'examen des graphiques et des tableaux précédents, nous pouvons conclure ce qui suit. Les variables expliquées sont continues sur leur intervalle. Il s'agit de conclusions des tableaux I et II ainsi que de la densité de Kernel. Les variables explicatives sont aussi continues. Il s'agit de conclusions du tableau I. Les variables expliquées devraient être étudiées telles quelles, contrairement aux variables explicatives. En effet, ces dernières devraient être étudiées en deux groupes de *dummies* indépendants<sup>160</sup>. Par conséquent, nous devons tester en plus de ce qui précède, l'homogénéité des variances par groupes. Nous voulons voir si le délestage affecte différemment les firmes selon leur taille. Toutefois, les indicateurs de performance peuvent avoir des pics selon

<sup>159</sup> L'infrastructure électrique telle que définie par Moyo (2013) est le produit de la taille des firmes et du délestage. Pour la définition complète, voir chapitre I de la revue de la littérature.

<sup>160</sup> Selon Kowal (2016), p. 250, l'indépendance de deux valeurs est ainsi définie:

[...]3. Independence between one another, i.e.  $\varepsilon_i$  and  $\varepsilon_j$  are independent for all  $i$  and  $j$ . 4.

Independence from  $x_i$ :  $\varepsilon_i$  and  $x_j$  are independent for all  $i$  and  $j$  (this is a natural assumption, since  $x_j$  are non-random, i.e.  $\varepsilon_i$  distribution does not depend on  $x_j$ ).

plusieurs graphiques et le tableau II. Nous avons vu que ce ne sont pas des bris dans la densités potentiels de changement de comportement des firmes. Par conséquent, il est possible de les étudier sans le recours aux *dummies*. Toutes les variables n'ont pas de valeurs aberrantes ni extrêmes ni omises. Cela s'est vérifié pour les indicateurs de performance par les graphiques de *boxplots* et les histogrammes. Les variables (expliquées et explicatives) respectent la normalité. L'observation provient de la comparaison des quantiles des graphiques des diagrammes QQ et aux histogrammes. Les variables (expliquées et explicatives) sont homogènes en variance et robustes en cas de non-normalité. La démonstration vient des graphiques de la densité de Kernel et du tableau II.

La normalité observée suggère de recourir au test de Shapiro-Wilk<sup>161</sup> et celui de Jarque-Bera. L'homogénéité doit être confirmée par le test de Levene<sup>162</sup>. Ce test (de Levene) est associé à un test de robustesse de la variance (une constance statistique de la variance). L'étude des variances importantes issues du tableau I passera par le test de Wald. L'hétéroscédasticité apparente dans les histogrammes et les *boxplots* doit être vérifiée aussi. Nous pouvons pour cela utiliser le test d'homoscédasticité de Durbin-Watson. Les coefficients de corrélation de Pearson seront étudiés en profondeur pour confirmer la corrélation entre la performance et le délestage. Ce cadre permettra de faire et de mieux interpréter le test d'égalité des groupes *dummies*.

Tous ces tests sont encore plus importants lorsqu'il s'agit d'une étude d'un effet au travers des groupes *dummies*. Parlons par exemple du test de Wald. Le test d'égalité en hypothèse alternative propose une simple inégalité. Pourtant, cette hypothèse ne précise pas le signe de l'estimateur. Le recours aux *dummies* suggère que la distribution de la performance n'est pas une loi normale.

La section suivante se concentre sur l'analyse empirique. En outre, elle rapporte les résultats des tests cités précédemment.

---

<sup>161</sup> Pour le test de Shapiro-Wilk, nous avons  $H_0:W=(a_i x_i^2 x_i - x^2)=1$  contre  $H_1:W<1$ . Pour un nombre plus ou moins important d'observation, les résultats peuvent biaiser l'interprétation. Il vaut donc mieux l'associer à une analyse graphique.

<sup>162</sup> Pour le test de Levene, nous avons  $H_0:ratio=(sd_s - sd_i)^2=1$  contre  $H_1:ratio \neq 1$ . Si  $H_0$  est vrai, en trouvant une p-valeur significative, nous ne pouvons pas rejeter  $H_0$ . Cela implique la confirmation du test de Shapiro-Wilk et une information à prendre en compte lors du *t-test* qui prend la mention d'inégalité de variances.

### A.3. Autres tests non paramétriques :

Puisque nous travaillons par variation du nombre d'employés par groupe de croissance de la taille des firmes (Onji 2009), nous étudions un effet dans ces groupes. Tel qu'introduit plus haut, plusieurs tests d'hypothèses sont requis pour rendre valides nos résultats. Nous avons d'abord commencé par des tests d'endogénéité<sup>163</sup> en vue de vérifier que les résidus et les coefficients rapportent la totalité de l'effet étudié. Ensuite, il nous fallait des tests d'homogénéité de la moyenne par groupe<sup>164</sup> pour s'assurer que les écarts-types et les variances de ces groupes sont robustes. Grâce aux tests toujours, nous avons établi le modèle captant le mieux notre effet du délestage sur la performance. Notre choix fut celui des moindres carrés ordinaires. En effet, nous nous attendons à voir une différence de variations intergroupes en moyennes (MCO approprié). Or, notre modèle central (1) rapporte le comportement de chaque firme  $i$  étant donné au sein d'un groupe de firmes représenté par une variable catégorielle ( $D^s$  pour les petites firmes et  $D^l$  pour les grandes). Compte tenu de ce qui précède, le modèle (1) pourrait être un modèle à effets fixes à estimateur intragroupes<sup>165</sup> (*within estimator*). En fait, il était possible d'étudier ces variations intragroupes par un modèle à effets de concentration<sup>166</sup> (*pooled effects model*) et opté ainsi pour la méthodologie de Moyo (2013). L'estimation de l'effet de concentration par les MCO ignorerait les effets spécifiques de chaque firme. C'est une méthode qui serait peu fiable quant aux résultats qu'elle donnerait<sup>167</sup> (biais méthodologique). Inspirés de Moyo (2013), pour construire la variable *qualité de l'infrastructure électrique*, nos estimations d'effets fixes intragroupes sont faites par les MCO. Pour terminer, Cabral et Mata (2003) avaient suggéré d'analyser l'effet d'autres variables de contrôle<sup>168</sup> sur la taille des firmes. D'après leur recherche, une telle analyse se fait pour des données en coupe transversale à travers les groupes

<sup>163</sup> Comme tests d'endogénéité, nous avons utilisé 3 tests d'endogénéité : test de Durbin, de Wu-Hausman et celui de Sargan et Basman.

<sup>164</sup> Comme tests d'homogénéité, nous avons opté pour le test de Levene, de Brown-Forsyth et celui de Pitmorgan

<sup>165</sup> Notre traduction

<sup>166</sup> Traduction de OCDE (2006). *Glossaire de l'économie de l'OCDE : Anglais-Français*. Éditions OCDE, Paris. Voici la définition que donne cet ouvrage d'un effet de concentration : « comparaison entre la dispersion d'une population pour une variable donnée et la dispersion des moyennes des divers échantillons de cette population. » (source : <https://fospourtoi.files.wordpress.com/2016/10/oced-glossaire-de-lecce8lconomie-de-locede--anglais-franccca7ais-oced-publishing-2006.pdf>)

<sup>167</sup> Agénor, P. R., et Moreno-Dodson, B. (2006). *Public infrastructure and growth: New channels and policy implications*. The World Bank, Working Paper 4064

<sup>168</sup> Dans leur recherche, ces auteurs ont surtout parlé de l'analyse de l'effet de l'âge des firmes sur la taille de celles-ci.



de firmes (petites versus grandes firmes). Les corrélations sérielles effectuées lors de notre étude ont contribué à faire la vérification d'un quelconque effet entre variables explicatives.

Voici les tests qui nous ont aidé à opter pour ce modèle : le test d'Hausman, le facteur d'inflexion de la variance, la corrélation sérielle et les critères de sélection AIC-BIC. Finalement, nous avons rajouté le test testparm pour la consistance des résultats et le test de Ramsey. Nous avons aussi effectué des tests de spécification uniques aux MCO<sup>169</sup>, sur les résultats issus de chacun des régressions. Nous avons expliqué que par la nature de nos données, nous pouvions avoir un enjeu économétrique d'identification du modèle. Nous verrons si la correction de Bonferroni suffit à pallier ce problème.

Nous venons d'étudier les tests d'hypothèses ayant permis de mettre en lumière l'existence de deux groupes de firmes au Burundi. Grâce au test (non paramétrique) de discontinuité de McCrary (2008)<sup>170</sup>, nous avons découvert un bris dans la densité de performance délimitant la taille des petites firmes. Pour le reste des firmes, les tests (paramétriques) de Student d'égalité de deux échantillons (*t-test*) et de Wald indiquaient que leur performance dépendra du recours aux générateurs. L'objectif était de déterminer si le délestage affectait uniformément les firmes. C'est dans l'optique de lancer plus tard des régressions avec des variables d'intérêt telles que confirmées par les tests.

Dans cette section, nous continuons à analyser ces variables avec d'autres tests essentiellement non paramétriques. L'objectif ici est de vérifier le respect des hypothèses implicites à l'estimation par les MCO que nous utiliserons au chapitre suivant. La découverte de deux groupes de firmes nous amène à vérifier si ceux-ci sont indépendants ou appariés. La non-significativité ci-haut conclue pour certains régresseurs (taille des firmes ou carré du nombre de pannes) remet en question l'identification de nos modèles. Une erreur de mesure (un biais de sélection par exemple)

---

<sup>169</sup> Voici les tests retenus pour soutenir les résultats issus des MCO : le test de Wald, la correction de Bonferroni, le test de normalité de Shapiro-Wilk et celui de Jarque-Bera, le test d'homoscédasticité de Durbin-Watson ainsi que les histogrammes.

<sup>170</sup> Voir McCrary (2008), page 7:

« Moreover, among nonparametric methods showing good performance at boundaries, local linear density estimation is simplest. »

Selon la définition d'Ellistat, voici la différence entre les tests paramétriques et les tests non paramétriques (source : <https://ellistat.com/guide-dutilisateur/statistique-inferentielle/tests-parametriques-vs-non-parametriques/>) :

« Les tests paramétriques fonctionnent en supposant que les données que l'on a à disposition suivent un type de loi de distribution connu (en général la loi normale).[...]Les tests non paramétriques ne font aucune hypothèse sur le type de loi de distribution des données. Ils se basent uniquement sur les propriétés numériques des échantillons. »

peut être évité si nous testons les résidus. Les tests non paramétriques permettent toutes ces manipulations.

Les tests non paramétriques suivants sont des compléments aux derniers tests effectués aussi par Goyette (2014). Il s'agit de tests optionnels choisis par l'auteure de cette recherche pour les raisons plus haut indiquées. Toutefois, l'un peut s'interroger sur leur apport à la compréhension des résultats de cette recherche. L'autre peut se demander sur quelle base l'auteure de cette recherche les a choisis. Comme nous venons de le voir, le choix des tests vient essentiellement des hypothèses implicites des MCO. Cependant, le recours à de pareils tests est une recommandation d'autres chercheurs. Selon Wasserstein, Schirm et Lazar (2019) et Hubbard et Carriquiry (2019)<sup>171</sup>, la significativité des tests paramétriques n'est pas suffisante pour conclure qu'il y a un effet réel entre des variables. En effet, les tests d'hypothèses en général servent à procurer aux décideurs des mesures de pertinence motivant la mise en place d'une politique. Dans notre cas, les tests antérieurs à cette section servent à informer sur la distribution de la performance des firmes burundaises face au délestage. D'après les précédents auteurs, il est important de développer des mesures de contrôle de qualité d'une recherche pour ne pas en retarder l'application et en faire douter la performance. Par ailleurs, nous avons parlé d'autres raisons motivant le recours aux tests non paramétriques. Au-delà des hypothèses implicites des tests paramétriques, il y a des caractéristiques de nos données qui nous encouragent à recourir aux tests non paramétriques. Lors de la description de nos données, nous avons évoqué qu'il est possible que celles-ci souffrent d'un biais de sélection<sup>172</sup>. À la lumière de ce qui précède,

---

<sup>171</sup> Voir dans le sommaire de Hubbard et Carriquiry (2019) :

« We argue there is also needed to address the separate but related issues of relevance and responsiveness. To address relevance, researchers must produce what decision makers need to inform investments and public policy—that is, the probability that a claim is true, or the probability distribution of an effect size given the data. The term responsiveness refers to the irregularity and delay in which issues about the quality of research are brought to light. Instead of relying on the good fortune that some motivated researchers will periodically conduct efforts to reveal potential shortcomings of published research, we could establish a continuous quality-control process for scientific research itself. Quality metrics could be designed through the application of this statistical process control for the research enterprise. We argue that one quality control metric—the probability that a research hypothesis is true—is required to address at least relevance and may also be part of the solution for improving responsiveness and reproducibility. » Hubbard et Carriquiry (2019)

Voir Wasserstein, et al. (2019) sous le titre « Authors' Suggestions » :

« Compute and prominently display the probability the hypothesis are true (or a probability distribution of an effect size) or provide sufficient information for future researchers and policy makers to compute it. » Wasserstein et al. (2019)

<sup>172</sup> Pour plus de détails, voir sous le titre DONNÉES ET MÉTHODOLOGIE. Nous avons expliqué que la cueillette et la disponibilité de données peuvent créer un biais de sélection dans nos résultats.

nous avons effectué des tests non paramétriques en guise de compléments aux tests d'hypothèses.

Puisque nous n'avons pas trouvé d'effet intéressant des variables suivantes sur la performance, nous les avons transformés en *dummies* afin d'élargir l'analyse. Il s'agit de « **coup** » (nombre de coupures), « **taille** » ou « **taillecoup** » (taille des firmes) et « **capacity** ». En effet, sachant que les tableaux II et III ont prouvé qu'il existait deux échantillons appariés à cause du bris dans la densité de performance, il est possible que l'effet de nos variables se manifeste mieux au sein des groupes. Ainsi, avant de faire les tests, nous avons lancé les régressions par les MCO. Vous trouverez les résultats de ces estimations dans le chapitre suivant.

La première partie de cette section renvoie aux tests de comparaison des coefficients (corrélation), des moyennes (endogénéité) et des variances (homogénéité). La seconde partie de cette section concerne des tests d'adéquation (normalité) et d'inférence robuste (hétéroscédasticité et facteur d'inflexion de la variance). La troisième partie de cette section touche des tests de spécification et de validité. Cette section finit avec une conclusion résumant les observations générales.

#### *A.3.1. Corrélation, homogénéité et endogénéité.*

Les tests suivants concernent toutes les variables. Certaines de ces variables ont montré une corrélation par le coefficient de corrélation. D'autres semblent endogènes d'après les tableaux II et III et l'analyse graphique (Figures 6 et 7). D'autres encore seraient hétéroscédastiques et hétérogènes dans la variance d'après les tableaux I et III.

##### A.3.1.1. Calcul du coefficient de corrélation.

Ce calcul vérifie la corrélation partielle entre les variables. Différencions les coefficients de corrélations au sens de Pearson, Spearman et Kendall. Le coefficient de Spearman décrit simplement la relation entre les estimateurs. Le coefficient de Pearson suppose une relation linéaire, non courbée et sans valeurs aberrantes. Ce coefficient donne une variance robuste des résidus. Le coefficient de Kendall met en lumière l'importance de la corrélation dans les écarts-types. Enfin, il est à noter que les coefficients de corrélation renseignent sur la symétrie de la distribution. Regardons les résultats de nos tests de corrélation. Il est à noter qu'une forte corrélation est supérieur à 0.30 tandis qu'une faible corrélation est inférieure à 0.20 dans nos résultats. Le signe positif ou négatif du coefficient de corrélation montre respectivement une relation allant dans le même sens ou en sens contraire.

Regardons ce qu'il en est de la capacité effective de production. Nous trouvons une forte corrélation entre la capacité et le nombre des pannes enregistrées par les petites firmes d'une part ( $\rho^{\text{spearman}} = -0.45$  contre  $\tau^{\text{kendall}} = -0.19$ ) et la *qualité de l'infrastructure* et la capacité des petites firmes d'autre part ( $\rho^{\text{spearman}} = -0.48$  contre  $\tau^{\text{kendall}} = -0.21$ ). Il existe finalement une corrélation importante entre la capacité et le carré de la taille des petites firmes ( $\rho^{\text{spearman}} = -0.34$ ). Le délestage est négativement corrélé avec la capacité effective des petites firmes. C'est encore plus vrai pour les grandes firmes. Voici les chiffres des corrélations propres aux grandes qui le témoignent : corrélation entre le nombre de pannes subies ainsi que leur capacité de production ( $\rho^{\text{spearman}} = -0.39$ ), entre la *qualité de l'infrastructure* et la capacité ( $\rho^{\text{spearman}} = -0.33$ ) et entre le carré de la taille des firmes et la capacité ( $\rho^{\text{spearman}} = -0.25$  contre  $\rho^{\text{spearman}}_{\text{ds\_taille}^2} = 0.24$ ). Comme le préconisaient Allcott *et al.* (2014) et Alby *et al.* (2013), une forte corrélation entre le délestage et la capacité optimale de production des grandes firmes suggèrent un recours aux générateurs de ces firmes.

Il existe une forte corrélation, d'une part entre, le nombre des coupures et le carré de la taille des petites firmes ( $\tau^{\text{kendall}} = 0.45$ ) et d'autre part entre toujours ce carré et le nombre de coupures et des grandes firmes ( $\tau^{\text{kendall}} = -0.33$ ). Nous avons aussi une intéressante corrélation entre les pannes connues par les petites firmes et le carré de la taille des grandes firmes ( $\tau^{\text{kendall}} = -0.31$ ). Il y a aussi une corrélation entre les pannes et le carré de la taille des grandes firmes et ( $\tau^{\text{kendall}} = 0.33$ ). La fréquence des pannes est fortement corrélée avec le carré de la taille des firmes. Ce résultat invite à la prudence de l'interprétation de l'estimateur de la pente de la *qualité de l'infrastructure électrique*. Puisque cette variable est une combinaison linéaire de la taille des firmes et de la fréquence des pannes, à la lumière du précédent résultat nous pouvons avoir un estimateur non convergent (à variance non robuste). Les tests d'endogénéité et d'hétéroscédasticité permettront de faire cette vérification.

La matrice de corrélation à variance robuste<sup>173</sup> nous informe aussi sur les corrélations possibles. Nous avons une corrélation entre cette *qualité* et la capacité des grandes firmes ( $\rho^{\text{pearson}} = -0.23$ ). Il y a une grande corrélation entre différentes variables chez les petites firmes surtout. Nous avons une corrélation entre la capacité et les pannes ( $\rho^{\text{pearson}} = 0.34$ ), entre la capacité et la *qualité de*

<sup>173</sup> Encore appelée matrice variance-covariance robuste des coefficients, cette matrice a une diagonale principale comprenant les variances des variables et les corrélations entre les variables ailleurs dans la matrice. Les variances y sont robustes autrement dit les plus petits possibles afin de rencontrer l'hypothèse d'homoscédasticité.

*l'infrastructure* ( $\rho^{\text{pearson}} = -0.23$ ). Dans la matrice, ces relations sont encore plus importantes pour les firmes qui grandissent. Par exemple, nous voyons une corrélation chez les grandes firmes entre la capacité et les coupures enregistrées d'autre part ( $\rho^{\text{pearson}} = 0.50$ ). Dans la matrice, des corrélations entre d'autres variables explicatives ont pu être constatées. Nous voyons d'une part, la corrélation entre la garantie sur emprunt et la capacité (pour les petites firmes,  $\rho^{\text{pearson}} = -0.11$ ). Le délestage affecte les ventes des grandes firmes ( $\rho^{\text{pearson}} = -0.15$ ). Le volume des ventes est corrélé avec la capacité des grandes firmes ( $\rho^{\text{pearson}} = -0.14$ ). L'emprunt bancaire touche relativement peu les ventes ( $\rho^{\text{pearson}} = -0.09$ ) par rapport à l'emprunt informel (contre  $\rho^{\text{pearson}} = -0.16$ ). Quant à l'emprunt informel lui-même, il est plutôt corrélé avec l'emprunt bancaire ( $\rho^{\text{pearson}} = -0.33$ ). Sans surprise, l'emprunt informel est corrélé avec le délestage ( $\rho^{\text{pearson}} = 0.12$ ) et avec la qualité de l'infrastructure électrique (pour les petites firmes  $\rho^{\text{pearson}} = -0.22$  contre  $\rho^{\text{pearson}} = -0.14$  pour les grandes firmes). Quelques corrélations ont aussi été observées entre la sécurité et les autres variables. Nous pouvons parler par exemple de la corrélation entre **lsales** et **security** ( $\rho^{\text{pearson}} = -0.13$ ), entre **lbank** et **security** ( $\rho^{\text{pearson}} = -0.09$ ), et entre **linformel** et **security** ( $\rho^{\text{pearson}} = 0.12$ ). Tous ces résultats soutiennent les conclusions de Caselli et Feyrer (2007) et Banerjee et Moll (2009). Les barrières à l'emprunt affectent les petites firmes selon leur taille et les départements de la firme dans lesquels elle désinvestisse durant les pannes. Le recours à l'emprunt informel peut aussi renseigner sur les difficultés de financement telles que décrites par Gichuki *et al.* (2014); Berger et Udell (2006) et Taiwo *et al.* (2016). Regardons maintenant l'homogénéité de nos variables.

Nous venons de voir que le recours aux générateurs et donc à l'emprunt informel pour s'en doter, sont corroborés par les corrélations entre coefficients au sens de Spearman, de Kendall et de Pearson. Dans la prochaine section, nous analysons la variance de la distribution de performance.

#### A.3.1.2. Test d'homogénéité (de Levene, de Brown-Forsythe et de Pitman-Morgan).

Les tests d'homogénéité sont « des tests d'égalité des variances en prouvant que les groupes ont le même écart-type<sup>174</sup> » se font en deux étapes. D'abord, il s'agit d'une simple analyse du ratio

<sup>174</sup> Notre traduction. Voir StataCorp LLC. (2013), p. 2- Titre : *sdtest* — Variance-comparison tests. La formule de la première partie des tests dans STATA est *sdtest* :

« *sdtest* performs tests on the equality of standard deviations (variances). In the first form, *sdtest* tests that the standard deviation of varname is #. In the second form, *sdtest* performs the same test, using the standard deviations of the two groups defined by groupvar. In the third form, *sdtest* tests that varname1 and varname2 have the same standard deviation. »

des écarts-types des groupes. Ensuite vient une analyse de la robustesse de la variance dans les groupes<sup>175</sup>. Ces tests sont effectués pour la variable expliquée dont nous étudions la distribution. Il s'agit de tests d'homogénéité des variances. Il sert à étudier la robustesse sous la non-normalité de la distribution. Les hypothèses des tests d'homogénéité au sens de Levene et de Brown-Forsythe sont les suivantes. Elles représentent la première partie des tests d'homogénéité :

$$H_0: \frac{sd(\text{petites firmes})}{sd(\text{grandes firmes})} = 1 \text{ et } W_0 = W_{50} = W_{10} \Leftrightarrow \text{pas de normalité et pas de robustesse des variances}$$

$$H_1: \frac{sd(\text{petites firmes})}{sd(\text{grandes firmes})} \neq 1 \text{ et } W_0 \neq W_{50} \neq W_{10} \Leftrightarrow \text{pas de normalité mais robustesse des variances}$$

; où  $W_0$  : variance à la moyenne,  $W_{50}$  : variance à la médiane et  $W_{10}$  : variance à la moyenne réduite de 10%<sup>176</sup>.

Voici les hypothèses dans la seconde partie des tests d'homogénéité:

$$H_0: sd_{\text{petites firmes}} = sd_{\text{grandes firmes}}$$

$$H_1: sd_{\text{petites firmes}} \neq sd_{\text{grandes firmes}} ; \text{ avec } sd = \text{écart-type}$$

Le recours à ces tests peut aussi être justifié par les histogrammes telles que rapportées dans l'analyse graphique. Les histogrammes mettaient en évidence des valeurs extrêmes. Les tests d'homogénéité cherchent à valider si la différence observée entre groupes de firmes provient du comportement des firmes ou d'une valeur extrême exclue de l'estimation. En rejetant  $H_0$ , nous acceptons la présence d'hétérogénéité des variances. Par le rejet de  $H_0$  toujours, ces tests confirment que la distribution de la performance des firmes comprend deux groupes appariés<sup>177</sup>. Ainsi, il faut faire une correction de Bonferroni sous hypothèse d'une seule et même variance (malgré le bris dans la densité).

Les résultats de ces tests pour le log des pertes à partir de 10 employés montrent une statistique F de 0.15 non-significatif ( $p_{\text{value}} = 0.56$ ). Sous la non-normalité, le ratio des écart-types donnerait lieu à une variance non robuste. À partir de 10 employés toujours, les résultats du log des coûts variables révèlent une significativité ( $t_{\text{-test}} = 4.15$ ,  $p_{\text{value}} = 0.00$ ). Ces résultats révèlent aussi le sens

<sup>175</sup> Notre traduction. Voir StataCorp LLC. (2013), p. 2- Titre : sdtest — Variance-comparison tests.

<sup>176</sup> Voir StataCorp LLC. (2013)), p. 2- Titre : sdtest — Variance-comparison tests. Le formule de la seconde partie des tests dans STATA est *robvar* :

« *robvar* reports Levene's robust test statistic ( $W_0$ ) for the equality of variances between the groups defined by *groupvar* and the two statistics proposed by Brown and Forsythe that replace the mean in Levene's formula with alternative location estimators. The first alternative ( $W_{50}$ ) replaces the mean with the median. The second alternative replaces the mean with the 10% trimmed mean ( $W_{10}$ ). »

<sup>177</sup> Les groupes de firmes seront dits indépendants si l'un n'influence pas le comportement de l'autre. Ils sont dits appariés s'ils s'influencent mutuellement étant issus d'un seul et même échantillon. Par conséquent, la statistique significative du t-test sur la différence entre les groupes respecte l'hypothèse implicite de la normalité. C'est pourquoi nous procédons au test de normalité plus loin dans cette recherche.

de l'inégalité de l'hypothèse alternative ( $D^{\text{petites firmes}} > D^{\text{grandes firmes}}$ ) pour l'homogénéité au sens de Levene.

C'est cette inégalité que nous vérifions justement dans la seconde partie des tests. Les tests révèlent qu'à la moyenne se trouve une variance significative ( $W_0=4.85$ ) uniquement pour le log des pertes. À la médiane, la variance est non-significative. Une fois la médiane dépassée, le test est de nouveau significatif ( $W_{10}=4.03$ ) pour les deux indicateurs de performance. Les variances sont clairement différentes de 10 à 20 employés pour le log des pertes. À partir du 21<sup>ème</sup> employé, ce sont les statistiques à la moyenne et à la médiane qui deviennent significatives. À l'inverse, seule la statistique au-delà de la médiane est significative pour le log des coûts variables. Par conséquent, cette information a un impact sur le calcul des *t-test*(s). Des variances différentes questionnent la solidité des résultats du *t-test*.

D'après le *t-test*, nous nous attendons à voir des variances des groupes qui sont égales afin que la distribution de la performance des firmes suive une loi normale. Avec une telle loi, il est recommandé d'utiliser le test de Levene<sup>178</sup>. Nous avons utilisé le test de Pitman-Morgan pour vérifier cette égalité de variances des groupes et pour comparer avec les résultats des autres tests. Les statistiques du test de Pitman-Morgan sont significatives pour le log des pertes et pour les coûts variables. Nous pouvons donc rejeter  $H_0$ . Les variances par groupes sont égales. Grâce à ce résultat, nous verrons si le recours aux groupes est requis.

Dans cette section, nous avons vu qu'à 21 employés, les écarts-types étaient très différents pour les deux indicateurs de performance. Les tableaux II et III avaient suggéré un bris dans la densité de croissance de la performance des firmes autour de ce nombre d'employés. Dans tous les cas, les résultats des tests d'homogénéité rejoignent les conclusions des coefficients de corrélation. L'existence de groupes de firmes est confirmée pour justifier les *dummies* associés à ces groupes dans nos futures régressions. Regardons maintenant l'endogénéité de nos variables.

#### A.3.1.3. Test d'endogénéité (d'Hausman).

Voici les hypothèses du test de Hausman.:

$H_0$ : Modèle sans le carré de la taille des firmes ;  $H_1$ : Modèle avec le carré de la taille des firmes

Dans notre cas, nous voulons savoir si l'inclusion du carré de la taille des firmes est requise. En effet, rappelons qu'il est établi que le délestage affecte la performance des firmes. Il reste à

---

<sup>178</sup> On peut rajouter à ces tests le test de Brown-Forsythe pour comparer les médianes.

démontrer qu'il existe un bris dans la densité de croissance des firmes autour duquel celles-ci changent de comportement. Notre test nous permet de choisir l'usage du modèle (2) ou (3).

Sous l'hypothèse nulle, nous avons un coefficient consistant sans inclusion du carré de la taille des firmes. Nous trouvons une valeur-p de la chi-carré<sup>179</sup> non-significative. Nous pouvons rejeter  $H_0$  et oublier le modèle (3). Toutefois, en incluant le carré de la taille des firmes, nous obtenons une inconsistance du modèle (4). Ce test nous apprend qu'il n'est pas nécessaire d'inclure de *dummies*. Ainsi, l'équation (2) suffira amplement à capter l'effet du délestage sur la performance. Cette équation sera consistante comparativement aux deux autres (équations (1) et (3)). Nous pouvons ainsi répondre à l'une de nos questions de recherche grâce à ce test : le délestage ne semble pas affecter différemment les firmes burundaises.

Nous sommes allés plus loin en vérifiant si l'usage des *dummies* du carré de la taille des firmes était recommandé, autant que l'était le carré de cette taille lui-même. Par exemple, pour l'équation (4) avec la *qualité de l'infrastructure électrique*, l'inclusion du carré de la taille n'était pas nécessaire selon Hausman. À toutes tailles de la firme (petite ou grande taille), le test de Hausman est significatif pour l'usage du modèle (4).

Nous pouvons conclure que l'effet du délestage est ressenti uniformément par les firmes. Cependant, lorsque nous regardons la *qualité de l'infrastructure électrique*, nous verrons que le délestage affecte davantage les petites firmes que les grandes. Il revient à dire que si les pannes électriques augmentent à force que la taille des firmes augmente, alors pour rester performantes, les firmes s'adaptent au délestage différemment. Ce résultat confirme la conclusion de Moyo (2013). Du point de vue des firmes, il semble que le nombre des pannes est de plus en plus dommageable pour la performance à force que la firme croisse. La *qualité de l'infrastructure* est mieux captée par les *dummies* car elle est différemment connue selon la taille et l'expérience-délestage de la firme. Enfin, la *qualité de l'infrastructure* de la firme définit la performance de la firme. Les équations (2) et (4) sont donc mieux adaptées à notre recherche. La première montrera l'effet du délestage sur les firmes burundaises. La dernière rapportera l'effet de la *qualité de l'infrastructure électrique* sur la performance des firmes. D'ailleurs, le tableau II du test de discontinuité de McCrary (2008) appuie cette conclusion. À partir de 23 employés, le délestage connaît une différence plus grande et plus significative de 1.26 ( $p_{\text{value}} : 0.39$ ). Lee et Lemieux

---

<sup>179</sup> Le test d'Hausman suit une loi chi-carrée.



(2010) expliquent cette observation par une auto-sélection qui crée une discontinuité de la variable étudiée.

Dans cette section, nous apprenons que la *qualité de l'infrastructure électrique* détermine la performance des firmes. Nous avons aussi compris que le carré de la taille des firmes ne conditionnait pas la performance et que nous pouvions ignorer d'estimer les équations y associées. Avec un bris dans la densité de performance révélé par les tests d'homogénéité et les groupes de firmes (petites contre grandes firmes), les paragraphes précédents nous ont permis de retenir des régresseurs pertinents. Néanmoins, une analyse encore plus approfondie de la variance permet de mieux cerner les propriétés de la distribution de la performance des firmes burundaises. La prochaine section est consacrée à cette analyse.

#### *A.3.2. Normalité, hétéroscédasticité et multi-colinéarité.*

Nous voulons utiliser les MCO et effectuer une régression linéaire pour estimer nos modèles. Par conséquent, il faut tester la normalité implicite (avec le test de Jarque Bera), et l'hétéroscédasticité des estimateurs (avec le test de White et Breusch-Pagan). Les tests d'homogénéité que nous venons de faire plus haut avaient suggéré le test de l'hypothèse de normalité. Puisque nous venons de vérifier la corrélation entre régresseurs et conclu sur une endogénéité, étudions la multi-colinéarité de ceux-ci (avec le facteur d'inflexion de la variance). Cette démarche vise à parfaire le plus possible la convergence de nos estimateurs que nous espérons asymptotiques aux coefficients dans la population.

Nous savons que notre modèle (2) a une variable endogène une fois un certain bris dans la densité atteint. Il s'agit de la *qualité de l'infrastructure électrique*. Autrement dit, de l'effet général du délestage sur la performance des firmes, il existe un tel effet intra-firme. Au-dedans de la firme, l'effet du délestage devient personnel et singulier une fois la firme doter d'un certain nombre d'employés. Toutefois, l'inclusion d'une variable donnée n'est pas toujours requise pour rendre valide nos résultats. Nous préconisons la régression linéaire par les MCO à variance robuste. De la sorte, nous évitons un problème d'hétéroscédasticité (erreurs-types énormes). Celui-ci invaliderait les résultats face aux grandes variations intragroupes de la *qualité de l'infrastructure électrique*. Face à cette situation, la meilleure régression doit avoir des régresseurs à variance minime. Il ne doit pas y avoir de valeurs aberrantes ni de colinéarité. Passons aux tests.

##### A.3.2.1. Test de normalité (de Jarque-Bera) et de corrélation.

Ce test est un test de normalité. Ce test nous dira si des valeurs aberrantes existent dans la différence des moyennes des variables. Les hypothèses sont les suivantes :

$$H_0: W = \sigma^2 = 1 \text{ ou } p_{value} = 0 \Leftrightarrow \text{il y a de la normalité}$$

$$H_1: W < 1 \text{ ou } p_{value} < 1 \Leftrightarrow \text{pas de la normalité}$$

La normalité de Jarque-Bera est vérifiée pour toutes les variables, incluant les variables expliquées. Nous n'attendons pas à voir de l'asymétrie dans les résultats issus du modèle (1). Or, nous savons que l'asymétrie est observée, selon les conclusions de l'analyse graphique (densité de Kernel et histogrammes) et le tableau III (voir les coefficients de skewness). De plus, nous le savons parce que l'endogénéité d'Hausman suggère de travailler avec des *dummies*.

Lorsque nous devons utiliser les modèles (2), (3) ou (4) avec les *dummies*, le test de Jarque Bera change d'hypothèses :

$$H_0: \text{Normalité des résidus} \quad H_1: \text{Non - Normalité des résidus}$$

L'inclusion des variables non-linéaires (carrées, cubiques ou combinaison linéaire) propose des résidus de l'estimation par les MCO normalement distribués. D'ailleurs, nous aurons des résidus et des variables normalement distribués peu importe le modèle choisi. Il n'y aura pas de valeurs extrêmes incluses dans nos estimations si les variables non-linéaires sont déjà incluses. Cependant, cette conclusion n'empêche pas d'observer l'hétéroscédasticité. Passons aux résultats de ce test.

#### A.3.2.2. Tests d'hétéroscédasticité (White et Breusch-Pagan).

L'analyse graphique, les tableaux I et II rapportent une asymétrie des indicateurs de performance. Rappelons qu'il s'agit du log des pertes dues aux pannes et du log des coûts variables d'exploitation issus au recours aux générateurs. Comme l'asymétrie viole le 4<sup>ème</sup> moment de la loi normale, nous devons faire un test d'hétéroscédasticité. En effet, la loi normale est supposée être homoscedastique. Par l'effet même, l'inclusion des *dummies* rend des résultats souffrant d'un biais hétéroscédastique.

Le test choisi pour mesurer ce biais est celui de White. Nous savons que le test de White conclue partiellement sur la multi-colinéarité. Il ne faudrait pas avoir un problème de singularité avec des coefficients. Les erreurs-types extrêmement grandes ne sont pas plus souhaitables. À la suite des conclusions des tests de White, nous retiendrons de nos estimations, les résultats à une variance robuste. Cette contrainte vise à rendre valide nos conclusions. En plus du test de White, le test de Breusch-Pagan (Breusch-Pagan et Cook-Weisberg) fut utilisé dans notre recherche pour mesurer l'hétéroscédasticité. Particulièrement, ce test est adapté pour nos données avec *dummies*. Bien souvent, l'hétéroscédasticité peut être provoquée par la corrélation partielle. Il s'en suit des tests de corrélation tels que plus tôt effectués.

Voici les hypothèses des tests d'hétéroscédasticité:

$$H_0: \text{Homoscedasticité}$$

$H_1$ : Hétéroscédasticité : Test de White

$H_0$ : Homoscédasticité<sub>(variable constante)</sub>

$H_1$ : Hétéroscédasticité<sub>(variances variant avec une ou plusieurs variables)</sub> : Test Breusch – Pagan

De façon globale, les résultats des tests pour les équations (1) et (2) sont significatifs à 5%, 10% et 1%. Cependant, l'équation (3)<sup>180</sup> se révèle significative à 1% jusqu'au 20<sup>ième</sup> employé ( $p_{value}=0.08$ ) pour le test de White. Le même constat se fait pour l'équation (4)<sup>181</sup>. Nuançons en précisant que la significativité était absente lorsque la performance se mesurait par le log des pertes. Cette équation est significative à tous égards pour le test de Breusch-Pagan. Nous rejetons  $H_0$ . Il n'y a pas donc une absence d'homoscédasticité des résidus. Il y a de l'hétéroscédasticité. L'inégalité des erreurs-types existe bel et bien. Nous savons qu'une embauche d'un certain nombre d'employés amplifie l'effet du délestage sur la performance des firmes. L'endogénéité d'Hausman et la discontinuité de McCrary (2008) préviennent que c'est à partir de 23 employés. Le test de White nous permet de constater à un certain bris dans la densité (21 employés), le carré de la taille des firmes peut influencer leur performance. Ce test propose le modèle (3), à partir du 21<sup>ième</sup> employé. Cela revient à utiliser le modèle (5) si l'indicateur de performance est le log des pertes. Si avant cette taille de 23 employés, le modèle (1) voire (2) suffit, le modèle (4) est nettement approprié après cette taille (dès 23 employés). Nous pouvons rejeter  $H_0$  et conclure sur la présence de l'hétéroscédasticité pour certains modèles. Grâce à ce qui précède, nous pouvons confirmer que la performance des firmes burundaises semble être spécifiée par le modèle (1) avant le bris et par le modèle (4) après ce bris. Regardons maintenant le facteur d'inflexion de la variance.

#### A.3.2.3. Multi-colinéarité : Facteur d'inflexion de la variance et corrélation sérielle.

Par le facteur d'inflexion de la variance, nous voulons comprendre la multi-colinéarité. Les corrélations partielles fortes de Spearman, de Kendall et de Pearson rappellent que des régresseurs sont très liés. Ainsi, il devient très difficile de comprendre l'impact de chacun des régresseurs sur la performance. C'est une situation qui favorise l'asymétrie et donne des estimateurs peu efficaces<sup>182</sup>. Nous avons décidé d'utiliser le facteur de tolérance. Posons les variables intolérantes

<sup>180</sup> Rappelons que l'équation (3) inclue le carré de la taille des firmes et non l'équation (4).

<sup>181</sup> Rappelons que l'équation (4) suggère l'inclusion de la variable *qualité de l'infrastructure électrique*. Cette variable est le produit vectoriel du nombre de pannes par le nombre d'employés.

<sup>182</sup> Notre traduction. Voir la définition de la multi-colinéarité à INVESTOPEDIA :

« Multicollinearity can lead to skewed or misleading results when a researcher or analyst attempts to determine how well each independent variable can be used most effectively to predict or understand the dependent variable in a statistical model. In general, multicollinearity can lead to wider confidence intervals and less reliable probability values for the independent variables. That is, the statistical inferences from a model with multicollinearity may not be dependable. » (Source : <https://www.investopedia.com/terms/m/multicollinearity.asp>)

à la multi-colinéarité les variables supérieures à 0.33. Nous ne retiendrions que les variables à petite valeur de tolérance. De ce qui précède, nous avons déjà évoqué la corrélation partielle avec les coefficients de corrélation. Précisons que la solution à ce phénomène est l'inclusion des carrés des variables les plus corrélées. Cette correction permet de rendre valide les résultats de nos estimations.

Il faut se demander si la corrélation est si dommageable pour les données. Toutes les variables corrélées n'aboutissent pas en une perte sensible de compréhension de résultats. Cependant, si une variable touche les variables *dummies*, alors elle mine notre interprétation des résultats. Plutôt que l'inclusion du carré de la variable, voici une autre solution. Pour pallier la corrélation, il faut un test de Wald. Le test de consistance pour les MCO va permettre de compléter le test de Wald. Nous allons savoir si une variable est à sa place, dans la régression ou non. Le fait d'observer de  $t_{stat}$  petit peut venir de la multi-colinéarité. Mais, le fait de régler le problème d'hétéroscédasticité peut corriger la corrélation et la colinéarité. Le VIF va aussi aider à bien spécifier le modèle, afin de corriger ce problème et celui de la corrélation.

Voici les résultats obtenus. Sont tolérantes à la multi-colinéarité  $d_{coup}^{large}$ ,  $d_{capacity}^{large}$ ,  $d_{wage}^{large}$ , **Isales** et **taille** pour le log des pertes sans inclusion du carré de la taille des firmes. Sont tolérantes toutes les variables sauf  $d_{capacity}^{small}$ ,  $d_{wage}^{small}$ , **Iguaranty**, **lbank**, **linformel** et **security** pour le log des pertes incluant le carré de la taille. Sont intolérantes les dernières variables pour le log des pertes avec ou sans inclusion de la *qualité de l'infrastructure électrique*. Pour le log des coûts additionnels d'exploitation issus du recours aux générateurs, quelques variables sortent tolérantes:  $d_{capacity}^{large}$ ,  $d_{wage}^{large}$ , **Isales** et **taille**. L'inclusion du carré de la taille des firmes rapporte la tolérance de  $d_{coup}^{large}$ ,  $d_{taillecoup}^{small}$ ,  $d_{taillecoup}^{large}$ ,  $d_{capacity}^{large}$ ,  $d_{wage}^{large}$  et **Isales**. Enfin, de ces dernières variables se rajoute la variable « **taille** » comme variable tolérante à **lvariable** incluant **taillecoup**. De façon générale, l'effet de l'emprunt des firmes (**Iguaranty**, **lbank**, **linformel** et **security**) sur la performance aboutit en une multi-colinéarité. Les valeurs de ces variables largement supérieures à notre cible (0.33) proposent de les abandonner. Cependant, l'inclusion du carré de la taille des firmes ou de la capacité optimale de production peut fixer la multi-colinéarité de ces variables. Dans la section suivante, le test de Wald nous éclairera davantage sur la stratégie à adopter. De plus, nous saurons si nous pouvons corriger par Bonferroni les modèles choisis.

Dans cette section, nous avons vu de façon générale que nos variables indépendantes sont confrontées à un problème d'asymétrie. Pour le régler, il nous faut exclure les valeurs aberrantes de nos estimations ainsi que les variables colinéaires. Le test de normalité rassure sur la normalité des résidus si nous incluons la *qualité de l'infrastructure électrique* dans les équations. Cependant, nous devons accepter l'hétéroscédasticité plutôt que la colinéarité, afin d'éviter des estimateurs non efficaces et non convergents. D'après ces conclusions et celles des tests de la première section de tests non-paramétriques sur l'inclusion des *dummies*, nous savons que les modèles (2) et (4) sont recommandés. Dans la prochaine section, nous allons vérifier si ces modèles sont bien spécifiés.

### A.3.3. Sélection, consistance et correction du modèle.

Cette section vise à confirmer si nos modèles sont valides et sans biais avec une variance robuste. Nous pourrions dire que nos modèles sont bien spécifiés si ces conditions sont remplies. En effet, après avoir précisé l'inclusion des variables d'intérêt à mettre dans nos modèles, nous y avons exclu les valeurs extrêmes et les variables intolérantes. Tous nos modèles ont fait l'objet du test de Ramsey pour vérifier s'il y a des variables omises. Ils ont fait l'objet de la correction de Bonferroni afin d'éviter la sur-identification des modèles. Nous avons enfin vérifié la consistance et les critères de sélection des modèles appropriés.

#### A.3.3.1. Critères de sélection : AIC et BIC.

Nous avons pris les critères traditionnels de sélection : Akaike (AIC) et Baysan (BIC). Encore une fois, nous comparons les modèles (2) et (3) d'une part et les modèles (4) et (5), d'autre part. Quelques constats vont dans le sens des conclusions de l'hétéroscédasticité de White. Les deux critères de sélection se rejoignent en proposant le modèle (2) sans inclusion de carré de la taille des firmes<sup>183</sup>. Pour les modèles (4) et (5), ces critères nous laissent le choix<sup>184</sup>. D'après ces critères, nous devrions inclure les *dummies* dans nos estimations. Dans le paragraphe qui suit, regardons si nos équations seraient consistantes et bien identifiées.

#### A.3.3.2. Tests de Consistance (*testparm*) et de sur-identification (*Ramsey*).

Vérifions maintenant la consistance des MCO pour lesquels les hypothèses sont les suivantes :

$$H_0: p = 0 \leftrightarrow \text{les coefficients sont conjointement égaux à zéro}$$

$$H_1: p > 0 \leftrightarrow \text{les coefficients sont différents}$$

<sup>183</sup> Pour le log des pertes, nous avons AIC variant à 452.57 à 455.68 et BIC allant de 482.17 à 485.28 toutes tailles des firmes confondues. Pour le log des coûts, AIC varie entre 137.87 et 139.57 et BIC entre 170.07 et 171.78.

<sup>184</sup> Ils sont égaux et fixes à 451.75 et 138.20 pour AIC contre 481.35 et 170.41 pour BIC jusqu'à 20 employés respectivement pour le log des pertes pour le log des coûts.

Tout au long des paliers, les MCO semblent être consistants puisque  $0 \leq p_{\text{value}} \leq 0.02$ . Ainsi, toutes les variables des estimations<sup>185</sup> ont une interaction statistiquement significative sur la performance. Nous rejetons  $H_0$ . Ce test contredit plus ou moins le facteur d'inflexion de la variable. Tandis que ce facteur excluait des variables intolérantes, elles s'avèrent consistantes, même une fois incluses. Pour garder valides nos conclusions finales, la multi-colinéarité l'emporte sur la consistance.

Pour conclure sur la sélection du modèle, regardons les conclusions du test de Ramsey. Toutes les estimations confondues (avec ou sans les variables non-linéaires) se rejoignent. Ce test est significatif partout sans égard de la taille de la firme. Voici les hypothèses confirmées :

$$H_0: p = 0 \leftrightarrow \text{modèle bien spécifié}$$

$$H_1: p > 0 \leftrightarrow \text{modèle mal spécifié}$$

De là, nous rejetons  $H_0$ . Avec l'inclusion du carré de la taille des firmes et/ou de la *qualité de l'infrastructure électrique* dans nos régressions, nos modèles seraient mal spécifiés. Peut-être est-ce la raison pour laquelle le facteur d'inflexion nous recommande d'en exclure certaines et d'utiliser le carré des autres. Tel qu'introduit plus haut, la solution à la multi-colinéarité peut dépendre du test de Wald. Dans la section suivante, nous proposons une correction de Bonferroni.

#### A.3.3.3. Test de Wald et correction de Bonferroni.

Dans une régression linéaire multiple (avec plusieurs régresseurs), nous avons besoin de coefficients consistants (à variance robuste). Korn et Graubard (1990) indiquent que le test de Wald sert à s'assurer de cette consistance de la matrice variance-covariance des coefficients<sup>186</sup>. Le test de Wald est d'ailleurs meilleur pour de petites bases de données de plus ou moins 100 observations. La correction de Bonferroni est particulièrement recommandée après un test de Wald afin de confirmer la significativité des coefficients (ou des différences entre coefficients). Cependant, Wasserstein, *et al.* (2019) invitent le chercheur à se questionner sur la pertinence d'un tel test. Au-delà de cette correction, nous avons effectué différents tests paramétriques et non paramétriques pour nous assurer que nos coefficients seront à la fois convergents et efficaces. Grâce à tous ces tests, commettre l'erreur de garder une variable dans la régression qui autrement devrait être exclue est peu probable. De plus, tous les autres tests précédents ont permis d'analyser autant la variance des estimateurs que celui des résidus. La correction de Bonferroni diminue la probabilité de conclure que les fortes corrélations plutôt observées soient en fait nulles dans la population des

<sup>185</sup> Avec ou sans inclusion des carrés de certaines de celles-ci.

<sup>186</sup> Voir Korn et Graubard (1990), p. 270.

firmes. La correction de Bonferroni est adaptée dans notre cas où nous craignons d'avoir un biais de sélection<sup>187</sup>.

La correction de Bonferroni est faite en post-hoc et des tests de Wald. Les valeurs-p sont récurrentes. Elles proposent cette correction à 1 dans le sens de l'inégalité du test de Wald. Cette correction est indispensable pour certaines variables. Notre quête originelle est de statuer sur la pertinence de l'inclusion ou non des *dummies*. Dans le premier cas, nos données transversales suffisent à mesurer l'effet du délestage par le modèle (1). Dans le second cas, les autres modèles doivent intervenir.

Une correction de Bonferroni est requise s'il est établi que les *dummies* (ou groupes) par taille des firmes sont nécessaires. Après une ANOVA, il y a une relation unidirectionnelle entre la performance et les groupes de variables de contrôle<sup>188</sup>. Voici les hypothèses :

$H_0$ : la variance entre – groupes est partielle \*

$H_1$ : la variance entre – groupe est différente

\*la variance entre-groupes est dite partielle lorsqu'elle ne représente qu'un écart qui se dissipe en modifiant l'échantillon

En cas de significativité,  $H_0$  est rejetée. Sous la corrélation de Bonferroni, nous redéfinissons les hypothèses de la sorte :

$H_0$ : à termes, la différence entre – groupes n'influence pas la performance

$H_1$ : à termes, la différence entre – groupes influence la performance

Si significativité,  $H_0$  est rejetée. La différence entre groupes de firmes n'est pas soutenue à termes en cas d'augmentation de l'échantillon, par exemple. Selon la correction de Bonferroni, une  $p_{\text{value}} \geq 0.025$  ( $=0.05 \div 2$ ) montre une comparaison inter-groupes. Tous nos résultats seront valides au  $p_{\text{value}} \leq 0.025$ , pour éviter l'erreur-type II<sup>189</sup>. Pour le log des pertes, nous avons une statistique F non significative sous le modèle (1) pour avec  $p_{\text{value}} > 0.435$  ( $=0.87 \div 2$ ). Nous ne pouvons pas rejeter  $H_0$  et exclure les *dummies*. La correction est recommandée pour éviter de rejeter  $H_0$  si l'hypothèse est vraie. Le modèle (2) et par conséquent les autres modèles avec *dummies* sortent avec une statistique significative (avec  $p_{\text{value}} = 0.00$ ). La significativité est selon les standards de 5%, 10% et 1%. Nous rejetons  $H_0$ . L'effet du délestage sur la performance au travers les groupes (*dummies*) resterait à terme si notre échantillon changeait.

Dans la prochaine section, nous revenons sur le tableau III. Nous allons les interpréter grâce aux tests étudiés précédemment. Avant, résumons notre étude de tests.

<sup>187</sup> Voir section DONNÉES ET MÉTHODOLOGIE de ce chapitre.

<sup>188</sup> Les variables de contrôle pertinentes sont : pannes, taille des firmes, qualité de l'infrastructure électrique et capacité.

<sup>189</sup> Rejet de  $H_0$  alors que  $H_0$  est vraie.

#### A.3.4. Conclusion.

Tous nos tests montrent que les firmes ressentent différemment l'effet du délestage. Les tests encouragent l'usage des *dummies* dans nos estimations. La correction de Bonferroni montre que l'effet du délestage sur la performance au travers les groupes (*dummies*) resterait à terme si notre échantillon changeait. Il se peut que nous ayons un biais de sélection. Pareillement, l'homogénéité de Levene et celle de Pitman-Morgan corroborent la nécessité des *dummies*. Ces tests ont révélé une variance inégale sur la densité de nos variables. Selon la normalité de Jarque-Bera, les résidus de nos estimations seront normaux si l'inclusion des variables non-linéaires est faite. Nos variables sont consistantes au sens du testparm. Cependant, toutes les variables d'intérêt ciblées par la littérature ne furent pas retenues par les tests. Le facteur d'inflexion de la variance (VIF) recommande d'exclure certaines variables et utiliser le carré d'autres. La sur-identification de Ramsey va dans le même sens.

De l'endogénéité d'Hausman, nous retenons un possible bris dans la densité à partir de 23 employés. Ce test postule que l'inclusion de la *qualité de l'infrastructure électrique* provoquerait ce bris dans la densité. De l'hétéroscédasticité de White, nous avons repéré un autre bris dans la densité potentiel à partir de 21 employés. Cette fois-ci, c'est l'inclusion du carré de la taille des firmes qui en est la cause. Ainsi, avant 21 employés, il nous faut prendre le modèle (1) ou (2). Les critères de sélection AIC et BIC vont plus loin en proposant le modèle (2). Autour de 21-22 employés, il faudrait prendre le modèle (3) ou (5). L'hétéroscédasticité de Breusch-Pagan nous laisse ce choix. À partir de 23 employés, il faudrait prendre le modèle (4), d'après l'endogénéité d'Hausman. Vérifions si effectivement, le(s) bris dans la densité(s) observé(s) existent.

#### A.4 Intercept

Un intercept se définit simplement comme une coordonnée à l'origine. En ce point, l'une des coordonnées est nulle parce que la courbe croise une droite de coordonnées. L'ordonnée à l'origine (ou *y-intercept* en anglais) sert donc à capturer l'hétérogénéité non observée dans les variables explicatives. S'il demeure une quelconque autre variable explicative à priori non observable, alors l'intercept la représentera. Dans l'exposé, l'intercept référera à l'abscisse à l'origine.

L'abscisse à l'origine (ou *x-intercept* en anglais) est dans notre cas où la performance s'annule ou s'ajuste. Nous avons besoin de connaître ces points intercepts pour trois raisons principales. Premièrement, ces intercepts fixent le point de fin d'exercice pour les firmes dont la performance s'annule pour devenir négative. C'est peut-être le cas lorsque des pertes de ventes non écoulées



sont importantes durant le délestage. Deuxièmement, les intercepts montrent un bris dans la densité de performance que ne franchiront pas certaines firmes. Par manque de générateurs électriques par exemple, une partie des firmes burundaises ne grandissent plus. Troisièmement, les intercepts aident à identifier les variables qui annulent la performance. Nous verrons que les coûts variables dénotent un tel intercept attribuable à l'impact de la *qualité de l'infrastructure électrique*.